

## Artigos

O uso das taxas de crescimento por idade para identificação das principais etapas da transição demográfica no Brasil

**Luana Junqueira Dias Myrrha, Pamela Cristina Lima Siviero, Simone Wajnman e Cássio M. Turra**

Uncertainty in population projections: the state of the art

**Raquel Rangel de Meireles Guimaraes**

Calibrated spline estimation of detailed fertility schedules from abridged data

**Carl P. Schmertmann**

Esterilização cirúrgica feminina no Brasil, 2000 a 2006: aderência à lei de planejamento familiar e demanda frustrada

**André Junqueira Caetano**

Religião, religiosidade e iniciação sexual na adolescência e juventude: lições de uma revisão bibliográfica sistemática de mais de meio século de pesquisas

**Raquel Zanatta Coutinho e Paula Miranda-Ribeiro**

Fatores associados ao desempenho escolar: uma análise da proficiência em matemática dos alunos do 5º ano do ensino fundamental da rede municipal do Rio de Janeiro

**Gabrielle A. Palermo, Denise Britz do Nascimento Silva e Maria Salet Ferreira Novellino**

Características da participação das pessoas com deficiência e/ou limitação funcional no mercado de trabalho brasileiro

**Vinicius Gaspar Garcia e Alexandre Gori Maia**

Construtos de incapacidade presentes na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD): uma análise baseada na Classificação Internacional de Funcionalidade, Incapacidade e Saúde (CIF)

**Luciana Castaneda, Shamyra Sulyvan de Castro e Ligia Bahia**

Pobreza y remesas internacionales Sur-Sur en Paraguay

**Pablo Sebastián Gómez e Eduardo Bologna**

Referenciais teóricos da migração internacional e a questão da mobilidade espacial dos cortadores de cana

**Ricardo Antunes Dantas de Oliveira**

## Nota de Pesquisa

Notas sobre os diferenciais educacionais e econômicos da fecundidade no Brasil

**Elza S. Berquó e Suzana M. Cavenaghi**

## Resenhas

As permanências dos desafios ambientais nos espaços urbanos

*Mudanças climáticas e as cidades: novos e antigos debates na sustentabilidade urbana e social* por OJIMA, R.; MARANDOLA JR., E.

**César Marques**

Crescimento demoeconômico e desigualdade no século XXI

*Capital in the twenty-first century* por PIKETTY, T.

**José Eustáquio Diniz Alves e Miguel Antônio Pinho Bruno**

Revista Brasileira de Estudos de População

31  
— n.2 jul./dez. 2014

rebep  
Revista Brasileira de  
Estudos de População

31  
n.2

jul./dez. 2014

abep



Uma publicação da  
Associação Brasileira de Estudos Populacionais

abep

# Revista Brasileira de Estudos de População

## Editora

Suzana Cavenaghi (Ence/IBGE, Brasil)

## Comitê Editorial

Alisson Barbieri (Cedeplar/UFMG, Brasil); Brigida Garcia (Colegio de México, México); Carl Schmertmann (Florida State University, Estados Unidos); Dora Celton (Universidad de Córdoba, Argentina); Elizabete Dória Bilac (Nepo/Unicamp, Brasil); Marcia Caldas de Castro (Harvard School of Public Health, Estados Unidos); Paulo de Martino Jannuzzi (Ence/IBGE e MDS/Brasil, Brasil); Ricardo Ventura (ENSP/Fiocruz, Brasil).

## Consultores

Alicia Bercovich (RJ, Brasil), Alisson Barbieri (Cedeplar/UFMG, MG, Brasil), André Caetano (PUC-MG, Brasil), Angelita Carvalho (Ence/IBGE, RJ, Brasil), Cláudio Santiago Dias Júnior (FAFICH/UFMG, MG, Brasil), Cristiane Cabral (USP, SP, Brasil), Dimitri Fazito Resende (Cedeplar/UFMG, MG, Brasil), Eduardo Rios-Neto (Cedeplar/UFMG, MG, Brasil), Enrique Pelaez (Conicet, Universidad Nacional de Córdoba, Argentina), Guiomar Bay (Celade/Cepal, Chile), Fernando Lozano (Unam, México), Ignez Oliva Perpétuo (UFMG, MG, Brasil), Leandro Martins Zanitelli (Centro Universitário Ritter dos Reis, RS, Brasil), Leonardo Claver Amorim Lima (Fundo Nacional de Desenvolvimento da Educação, DF, Brasil), Jair Lício Ferreira Santos (USP, SP, Brasil), Jandir Ferrera de Lima (Unioeste, PR, Brasil), Jeronimo Oliveira Muniz (UFMG, MG, Brasil), Jorge Rodriguez (Celade/Cepal, Brasil), José Eustáquio Diniz Alves (Ence/IBGE, RJ, Brasil), Juliana de Lucena Ruas Riani (Fundação João Pinheiro, MG, Brasil), Laura Rodriguez Wong (Cedeplar/UFMG, MG, Brasil), Marcela Cerruti (Cenep, Argentina), Moema Fígoli (Cedeplar/UFMG, MG, Brasil), Morvan de Mello Moreira (Fundação Joaquim Nabuco, PE, Brasil), Ralfo Matos (UFMG, MG, Brasil), Ricardo Ojima (UFRN, RN, Brasil), Rosana Baeninger (Nepo/Unicamp, SP, Brasil).

## Assistente Editorial

Ana Paula Pyló

## Preparação de originais e revisão de português

Vania Regina Fontanesi

## Revisão e tradução de inglês

Terrence Edward Hill

## Revisão e tradução de espanhol

Fernanda Stang

## Projeto gráfico, capa e diagramação

Traço Publicações e Design:  
Fabiana Grassano e Flávia Fábio

## Tiragem

400 exemplares

## Indexadores

Scopus–Elsevier, SciELO, Lilacs, Latindex,  
Docpal–Celade, IBICT, Docpop–Seade

## Apoio

Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico – CNPq  
Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior – Capes  
Fundação Carlos Chagas

## Correspondência e pedidos de assinatura

### Suzana Cavenaghi (editora)

Revista Brasileira de Estudos de População  
Rua André Cavalcanti, 106, sala 502  
Bairro de Fátima - Rio de Janeiro - RJ - 20231-050  
Fone: (55-21) 2142.4691 ou 4689  
e-mail: rebep@rebep.org.br  
e-mail: secretaria@rebep.org.br  
site: www.rebep.org.br

### Diretoria da Abep (2013-2014)

**Presidente:** Cássio Maldonado Turra  
**Vice-Presidente:** Elizabete Dória Bilac  
**Secretária Geral:** Ana Silvia Volpi Scott  
**Tesoureiro:** Gabriel Mendes Borges  
**Suplente:** Flavio Henrique Miranda de Araujo Freire



Revista Brasileira de Estudos de População / Associação Brasileira de Estudos Populacionais. – v. 31, n. 2, (2014) – Rio de Janeiro: Rebep, 2014.

Semestral

Resumos em português, inglês e espanhol

A coleção iniciou-se com o v.1, n.1, 1984.

ISSN 0102-3098

1.Demografia. 2.Estudos de População. I.Associação Brasileira de Estudos Populacionais.

A **Revista Brasileira de Estudos de População** (Rebep) é o único periódico de âmbito nacional voltado exclusivamente para assuntos populacionais. Seu objetivo precípuo, desde sua criação, é estimular e difundir a produção brasileira no campo da demografia e população e desenvolvimento sustentável e garantir o diálogo entre este campo e as áreas afins.

A **Revista Brasileira de Estudos de População** é uma publicação semestral da Associação Brasileira de Estudos Populacionais (Abep) e está aberta a colaboradores, reservando-se ao direito de publicar ou não o material espontaneamente enviado. A revista é distribuída gratuitamente aos associados da Abep. Poderá também ser adquirida mediante assinatura anual ou compra de exemplar avulso.

Esta revista foi impressa com miolo em papel Offset 75g/m<sup>2</sup> e capa em papel Supremo 240g/m<sup>2</sup> para a Associação Brasileira de Estudos Populacionais, em dezembro de 2014.

# Revista Brasileira de Estudos de População

vol. 31, n. 2, jul./dez. 2014

---

**Nota da Editora** ..... 255

## Artigos

O uso das taxas de crescimento por idade para identificação das principais etapas da transição demográfica no Brasil

**Luana Junqueira Dias Myrrha, Pamila Cristina Lima Siviero, Simone Wajnman e Cássio M. Turra** ..... 259

Uncertainty in population projections: the state of the art

**Raquel Rangel de Meireles Guimarães** ..... 277

Calibrated spline estimation of detailed fertility schedules from abridged data

**Carl P. Schmertmann** ..... 291

Esterilização cirúrgica feminina no Brasil, 2000 a 2006: aderência à lei de planejamento familiar e demanda frustrada

**André Junqueira Caetano** ..... 309

Religião, religiosidade e iniciação sexual na adolescência e juventude: lições de uma revisão bibliográfica sistemática de mais de meio século de pesquisas

**Raquel Zanatta Coutinho e Paula Miranda-Ribeiro** ..... 333

Fatores associados ao desempenho escolar: uma análise da proficiência em matemática dos alunos do 5º ano do ensino fundamental da rede municipal do Rio de Janeiro

**Gabrielle A. Palermo, Denise Britz do Nascimento Silva e Maria Salet Ferreira Novellino** ..... 367

Características da participação das pessoas com deficiência e/ou limitação funcional no mercado de trabalho brasileiro

**Vinicius Gaspar Garcia e Alexandre Gori Maia** ..... 395

Construtos de incapacidade presentes na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD): uma análise baseada na Classificação Internacional de Funcionalidade, Incapacidade e Saúde (CIF)

**Luciana Castaneda, Shamyry Sulyvan de Castro e Ligia Bahia** ..... 419

Pobreza y remesas internacionales Sur-Sur en Paraguay

**Pablo Sebastián Gómez e Eduardo Bologna** ..... 431

Referenciais teóricos da migração internacional e a questão da mobilidade espacial dos cortadores de cana

**Ricardo Antunes Dantas de Oliveira** ..... 453

## Notas de Pesquisa

Notas sobre os diferenciais educacionais e econômicos da fecundidade no Brasil

**Elza S. Berquó e Suzana M. Cavenaghi** ..... 471

## Resenhas

- As permanências dos desafios ambientais nos espaços urbanos  
*Mudanças climáticas e as cidades: novos e antigos debates na sustentabilidade urbana e social* por OJIMA, R.;  
MARANDOLA JR., E.  
**César Marques** ..... 483
- Crescimento demoeconômico e desigualdade no século XXI  
*Capital in the twenty-first century* por PIKETTY, T.  
**José Eustáquio Diniz Alves e Miguel Antônio Pinho Bruno** ..... 491

## Nota da Editora

Dando sequência ao trabalho desenvolvido nos dois últimos anos, este número da *Rebep* fecha apenas a primeira etapa de mudanças para sua modernização e internacionalização. Para dar prosseguimento ao trabalho e completar mais algumas etapas, a diretoria da Abep convidou a sua atual editora para continuar à frente da Editoria da Revista na próxima gestão, a qual foi aceita, com o compromisso de avançar no projeto iniciado. Dessa forma, um próximo passo a ser trilhado, a partir de janeiro de 2015, é a total submissão *on-line* de artigos para a Revista, por meio do *site* <[www.rebep.org.br](http://www.rebep.org.br)> implementado no Sistema Eletrônico de Editoração de Revistas (SEER). Outra importante notícia é que, para seguir alguns dos novos critérios definidos pela SciELO, como requisitos para permanência nessa base bibliográfica, a *Rebep* passará a ter periodicidade quadrimestral, possibilitada pela importante contribuição da Fundação Carlos Chagas e dos recursos doados pelo CNPq/Capes. Também, na medida do possível, será incentivada a publicação de artigos aprovados pelo Comitê Editorial em modalidade de publicação avançada (*ahead of print*), com o intuito de disponibilizar ao público os resultados de pesquisas de maneira mais rápida. Uma última notícia aos leitores e autores da *Rebep* diz respeito à afiliação desse periódico à Associação Brasileira de Editores Científicos (Abec), a partir de 2015, a qual possibilitará não somente acompanhar e fazer parte dos avanços em termos de edições científicas, mas também acessar serviços importantes, como a designação de identificação pelo sistema DOI (*Digital Object Identifier*), e, principalmente, utilizar o serviço de detecção de plágio por meio do *iThenticate*, preceitos também exigidos pelos indexadores de periódicos.

Este número da Revista traz três artigos metodológicos com aprimoramentos importantes em técnicas disponibilizadas previamente, alguns artigos analíticos em temáticas como esterilização feminina, desempenho escolar, deficiência e mercado de trabalho e sobre pobreza e remessas internacionais. Também são apresentados três artigos com abordagem mais teórica, ou de revisão crítica da literatura, que tratam sobre as incertezas nas projeções demográficas, a iniciação sexual e religião e, finalmente, o uso de referenciais teóricos sobre migração internacional para entender a mobilidade espacial de cortadores de cana. Conquanto esta separação por tipo de artigo seja importante, procuramos ordená-los neste número por temáticas abordadas. Ainda, o leitor encontrará uma nota de pesquisa sobre as estimativas e tendências de fecundidade no Brasil e, para finalizar, duas resenhas de livros, um acerca do tema de meio ambiente e outro sobre crescimento econômico e desigualdade no mundo.

O primeiro artigo de **Luana Junqueira Dias Myrrha, Pamela Cristina Lima Siviero, Simone Wajnman e Cássio M. Turra** retoma o modelo de Horiuchi e Preston, para estimar as taxas de crescimento específicas por idade, aplicado para o caso do Brasil aos dados de 1970, 1980, 1990, 2000 e 2010. Além de fornecerem a história demográfica da

população, as funções das taxas de crescimento são úteis para pensar nos tamanhos dos grupos populacionais no futuro e, também, servem como um excelente instrumento para análise da qualidade dos dados censitários. Os autores confirmam muitas das tendências históricas observadas durante a transição demográfica e ainda mensuram quanto do processo de envelhecimento populacional é devido às mudanças na mortalidade e quanto deve-se à queda da fecundidade, mostrando que, para o caso do Brasil, esta última é muito mais determinante no processo de envelhecimento populacional.

Igualmente, versando sobre o tema de populações futuras, o artigo de **Raquel Rangel de Meireles Guimarães** faz uma revisão bibliográfica de um tema que é sempre discutido em momentos de contagem populacional e depois esquecido novamente nos períodos intercensitários: a incerteza nas estimativas das projeções populacionais. A autora faz uma discussão dos avanços metodológicos que ocorreram nos últimos anos nesse tema, apontando para caminhos promissores de desenvolvimento futuro. A noção de incerteza é bastante difícil de ser assimilada pelos usuários dos dados de projeções populacionais, principalmente quando estas estimativas vinculam-se a repasses de verbas ou determinação de número de assentos nas câmaras de deputados e vereadores. No entanto, trata-se de um tema que precisa ser internalizado pelos técnicos e usuários de dados populacionais, visto que toda estimativa populacional tem uma incerteza (ou erro) vinculada ao valor esperado. Conhecer o tamanho desta incerteza deveria ser preocupação da agenda demográfica.

O artigo de **Carl Schmertmann** também lida com as incertezas nas estimações demográficas, neste caso, no sentido de buscar estimativas com menores erros para as taxas de fecundidade para grupos não convencionais de idade das mulheres. O objetivo do autor é mostrar como os estimadores a partir de curvas *splines* calibradas são de implementação fácil e fornecem excelentes resultados. Este avanço metodológico não é somente importante em si, mas também permite que outros avanços em projeções populacionais possam se beneficiar de melhores estimativas de fecundidade por idade simples, ou mesmo quinquenais, em que os dados obtidos pelas pesquisas não são de boa qualidade.

Todo o processo de transição demográfica e atual processo de envelhecimento populacional no país, como mencionado anteriormente, está vinculado à queda da fecundidade em velocidade acelerada no Brasil. Um dos determinantes próximos desta queda, como amplamente divulgado na literatura, está associado ao uso de contracepção moderna. E esta, no nosso país, historicamente teve um peso importante da esterilização cirúrgica feminina, como um de seus principais métodos, ainda que não estivesse regulamentada até 1997. No artigo de **André Junqueira Caetano**, este tema é tratado a partir de dados da Pesquisa Nacional de Demografia e Saúde de 2006 e das Autorizações de Internação Hospitalar, mostrando como se dá a aderência à lei no SUS e a evolução na rede municipal dos serviços credenciados para realização das esterilizações femininas.

Um dos aspectos diferenciadores no comportamento reprodutivo no Brasil, além do alto uso de esterilizações femininas como método contraceptivo e, de fato, associado a este, é a baixa idade à iniciação sexual, muitas vezes vinculada a uma gravidez precoce. As autoras

**Raquel Zanatta Coutinho e Paula Miranda-Ribeiro** apresentam uma revisão bibliográfica sistemática de artigos publicados a partir de 1950, em português e inglês, sobre a relação entre iniciação sexual em adolescentes e jovens e a religião e a religiosidade.

Em outra linha temática, o artigo de **Gabrielle A. Palermo, Denise Britz do Nascimento Silva e Maria Salet Ferreira Novellino** aborda o tema de desempenho escolar, avaliando dados da Prova Brasil de 2007 para o município do Rio de Janeiro. A contribuição do estudo está em realizar uma análise mais apropriada dos dados, com uso de modelos hierárquicos, considerando três diferentes níveis de influência, as características familiares dos alunos (entre alunos), as práticas pedagógicas e características dos docentes (entre turmas) e as informações sobre as escolas (entre escolas), no resultado do exame de proficiência em matemática. Segundo as autoras, os fatores mais associados ao desempenho em matemática para o 5º ano do ensino fundamental, nas escolas públicas do município do Rio de Janeiro em 2007, são aqueles relacionados ao nível 1, *background* do aluno. No entanto, este é o nível que menos explica a redução da variância em relação ao modelo nulo, comparado com os níveis de turma e escola, que apresentam variabilidade bem menor no desempenho escolar.

Outros dois artigos tratam de tema ainda pouco explorado na demografia – pessoas com deficiência –, mas de extrema importância no cumprimento dos direitos humanos para os quais o país é signatário de acordos internacionais. **Vinicius Gaspar Garcia e Alexandre Gori Maia** analisam o perfil das pessoas com deficiência e sua participação no mercado de trabalho no Brasil. A novidade do artigo está em discutir e explorar os dados do Censo Demográfico de 2010 sobre rendimento e inserção ocupacional das pessoas com deficiência grave, separando-as daquelas com limitações funcionais e relacionando os resultados com as políticas para incrementar a participação deste contingente populacional no mercado de trabalho. Igualmente, **Luciana Castaneda, Shamyry Sulyvan de Castro e Ligia Bahia**, usando a PNAD e com base na Classificação Internacional de Funcionalidade, Incapacidade e Saúde (CIF), propõem formas de identificar informações sobre incapacidade em levantamentos de dados a partir de questionários.

Os dois últimos artigos tratam de temas relacionados à migração. O primeiro deles, de autoria de **Pablo Sebastián Gómez e Eduardo Bologna**, analisa a relação entre os níveis de pobreza no Paraguai e as remessas internacionais provenientes de migrantes residentes no Brasil e na Argentina, utilizando dados da pesquisa domiciliar daquele país. Os autores usam o método de *propensity score analysis*, a partir de pareamento de dados, para construir grupos comparáveis, buscando se aproximar de um desenho experimental, que possibilite enfrentar os problemas em se atribuir causalidade nesse tipo de estudo. Eles concluem que o recebimento de remessas internacionais é causa importante no alívio da extrema pobreza, mas não entre os demais pobres no Paraguai. O último artigo deste número é de cunho mais teórico, partindo de uma revisão bibliográfica sobre as teorias de migração internacional, como Sistema-Mundo, Nova Economia das Migrações e Redes Migratórias. Assim, **Ricardo Antunes Dantas de Oliveira**, buscando entender a mobilidade espacial dos cortadores de cana no Brasil ao longo da história, faz uma leitura das abordagens teóricas que explicam

diversos tipos de migração internacional nas relações que se dão no processo de organização e deslocamentos dos canavieiros.

Na nota de pesquisa, **Elza S. Berquó** e **Suzana M. Cavenaghi** versam sobre questões metodológicas na análise dos dados sobre tendências na taxa de fecundidade de período (TFT), segundo condições econômicas e educacionais no Brasil. A primeira questão tratada diz respeito à variável sobre escolaridade no Censo Demográfico de 2010 e apresenta uma alternativa de categorização de grupos educacionais. O segundo problema abordado é a escolha do método mais adequado para estimativa da TFT, em que as autoras concluem que, para estudo de segmentos socioeconômicos, o método da razão P/F de Brass ainda é o mais recomendado no caso do Brasil. O terceiro ponto metodológico tratado, este com maior dificuldade em uma solução adequada, é a questão dos efeitos de composição advindos das mudanças nas estruturas educacionais e econômicas no país na última década.

Finalmente são apresentadas duas resenhas. A primeira, elaborada por **César Marques**, traz uma síntese do livro *Mudanças climáticas e as cidades: novos e antigos debates na sustentabilidade urbana e social*, organizado por Ricardo Ojima e Eduardo Marandola Jr., destacando o crescimento da população urbana e as consequentes mudanças nas relações sociais nesses espaços. Na análise do autor, o livro abrange as principais discussões sobre população, ambiente e urbanização, colocando a dinâmica demográfica como um dos aspectos importantes que deve ser incorporado na análise, mas sempre vinculado a um arcabouço mais amplo.

Ao colocar como enfoque a questão da desigualdade da renda e da riqueza, o livro de Thomas Piketty fez muito sucesso em todo o mundo e gerou várias resenhas com autores de diferentes formações teóricas. Neste número da Revista, a segunda resenha, brindada por **José Eustáquio Diniz Alves** e **Miguel Antônio Pinho Bruno**, traz a perspectiva demográfica na leitura do livro *Capital in the twenty-first century* sobre a desigualdade. Como afirmam os autores, “Para a demografia, esta obra é uma referência importante para a compreensão das tendências históricas do tema população e desenvolvimento e representa uma grande contribuição para a análise da dinâmica econômica, demográfica e o progresso dos padrões de vida humana, em suas diferentes escalas e dimensões”. Os autores ainda afirmam que, a partir da análise de séries históricas, Piketty prevê uma diminuição do crescimento do PIB e da população no mundo, mas a redução das desigualdades econômicas somente acontecerá com a intervenção de políticas públicas de tributação do capital e investimento em proteção social.

Boa leitura!

**Suzana Cavenaghi**

Editora *Rebep*, 2013-2014

# O uso das taxas de crescimento por idade para identificação das principais etapas da transição demográfica no Brasil

Luana Junqueira Dias Myrrha\*

Pamila Cristina Lima Siviero\*\*

Simone Wajnman\*\*\*

Cássio M. Turra\*\*\*\*

A análise do conjunto de taxas específicas de crescimento por idade de uma população, proposta por Horiuchi e Preston (1988), é uma maneira alternativa de investigar o processo da mudança da estrutura etária de uma população, bem como de examinar possíveis “marcas” deixadas pela história demográfica de cada coorte. O objetivo deste trabalho é aplicar tal metodologia à população brasileira, discutindo grandes mudanças demográficas a partir da função corrente de crescimento populacional do Brasil, observada nos períodos entre 1970 e 1980, 1980 e 1990, 1990 e 2000, 2000 e 2010. A partir dos padrões da função de taxas específicas de crescimento, simulados por Horiuchi e Preston (1988) para descrever a estrutura das taxas específicas de crescimento para cada regime de mudança demográfica, foram avaliadas possíveis marcas da história demográfica presentes nas atuais coortes brasileiras. Os resultados demonstram que as informações contidas nas taxas específicas de crescimento são bastante elucidativas com relação aos efeitos de variações nos regimes demográficos, sendo de grande utilidade em populações cujas taxas vitais não são confiáveis ou estão indisponíveis.

**Palavras-chave:** Taxas específicas de crescimento. Envelhecimento populacional. Mortalidade. Fecundidade.

---

\* Universidade Federal do Rio Grande do Norte, Natal-RN, Brasil (luanamyrrha@gmail.com).

\*\* Universidade Federal de Alfenas, Alfenas-MG, Brasil (pclsiviero@gmail.com).

\*\*\* Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte-MG, Brasil (wajnman@cedeplar.ufmg.br).

\*\*\*\* Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte-MG, Brasil (turra@cedeplar.ufmg.br).

## Introdução

A principal característica de uma população estável é o fato de que todos os grupos de idade crescem a uma mesma taxa e a estrutura etária não se altera ao longo do tempo. Por conseguinte, a não estabilidade de uma população pode ser prontamente identificada por meio de taxas de crescimento distintas entre os grupos etários. Mais interessante é que a função de taxas específicas de crescimento por idade observada pode ser utilizada para indicar os processos que causaram as mudanças na dinâmica demográfica na história recente.

De fato, o conjunto de taxas específicas de crescimento populacional por grupos de idade, calculadas para um intervalo de tempo curto – o intervalo intercensitário, por exemplo –, carrega todas as informações sobre as mudanças demográficas ocorridas desde o nascimento da mais velha das coortes que estão sendo observadas (o grupo de idade mais elevada) até o presente. Quanto mais elevado é o grupo de idade para o qual se calcula a taxa de crescimento, maior é a carga de informações históricas contida nessa medida. Por conterem toda essa riqueza de informações e por serem, ao mesmo tempo, facilmente observáveis, não é de se estranhar que as taxas específicas de crescimento populacional por idade já tenham sido exploradas para uma série de propósitos.

Bennett e Horiuchi (1981) e Preston e Coale (1982), ao demonstrarem que as mesmas relações que conectam as funções demográficas na teoria das populações estáveis podem ser generalizadas para qualquer conjunto de taxas específicas de crescimento por idade, abriram caminho para várias aplicações. A mais direta delas é a identificação de padrões históricos de mudanças no comportamento da fecundidade, mortalidade e migrações, como em Horiuchi e Preston (1988). Outras aplicações incluem os chamados métodos da variável- $r$ , que permitem a estimação de medidas de coorte a partir de informações demográficas obtidas em um intervalo de tempo no qual a população não é estacionária. Entre os exemplos de utilização desses métodos, destaca-se o cálculo de funções de sobrevivência a partir de distribuições de decrementos de período ajustadas segundo as taxas específicas de crescimento (MERLI, 1988; PRESTON, 1987), além da estimação do tamanho de coortes não extintas a partir dos óbitos de coortes adjacentes e do crescimento demográfico por idade (COALE; CASELLI, 1990). Nessa mesma linha metodológica, Preston e Coale (1982) mostraram que, apenas com as taxas específicas de crescimento e a distribuição observada dos nascimentos segundo idade das mães, é possível estimar com precisão a taxa líquida de reprodução de uma população. A estratégia desenvolvida pelos autores foi aplicada por Cai (2008) para certificar o nível de fecundidade reportado nas estatísticas chinesas do início deste século. Com base no mesmo método, Preston e Wang (2007) mediram o efeito da migração internacional nas taxas de crescimento de longo prazo de vários países e Javique et al. (2013) estimaram as consequências da migração interna e internacional para a dinâmica populacional das províncias de Cuba.

Neste trabalho, seguindo os padrões simulados por Horiuchi e Preston (1988), são analisadas as informações contidas nas taxas de crescimento por grupos de idade

quinquenais, obtidas comparando-se estimativas populacionais para 1970, 1980, 1990, 2000 e 2010, como forma de identificar as principais mudanças históricas que ocorreram nas variáveis demográficas no Brasil. Nas próximas seções, primeiramente, são revisadas as principais etapas do processo de transição demográfica brasileira. Em seguida, descrevem-se o método e os dados utilizados e são analisados os resultados extraídos pelo uso das taxas específicas de crescimento. Por fim, discute-se como esse tipo de análise pode ser útil não apenas para inferir sobre os processos passados da dinâmica populacional, mas também para a previsão de oscilações futuras nos tamanhos dos subgrupos populacionais, o que pode ser de grande utilidade para o planejamento das demandas de subgrupos específicos. Também é indicada a conveniência da comparação dos perfis etários de taxas de crescimento ao longo do tempo como um instrumento valioso na verificação da qualidade dos dados censitários.

## Antecedentes

As mudanças ao longo das distintas fases da transição demográfica brasileira já foram bem documentadas na ampla literatura que estabeleceu alguns fatos básicos, que são descritos a seguir, de forma bastante sucinta. No período de 1940 a 1970, a redução do nível da mortalidade teve como consequência o rápido declínio da taxa bruta de mortalidade (TBM), em relação à taxa bruta de natalidade (TBN), o que acelerou o crescimento populacional brasileiro. A partir da década de 1970, a taxa de crescimento populacional continuou a aumentar, embora em ritmo decrescente, devido à redução rápida e generalizada do nível da fecundidade. Entretanto, neste período, a TBN não diminuiu o seu valor na mesma proporção do declínio do nível da fecundidade, uma vez que um número crescente de mulheres de coortes anteriores à queda da fecundidade ainda chegava à idade reprodutiva. Consequentemente, as taxas de crescimento correntes não sofreram por completo o impacto do decréscimo da fecundidade (MOREIRA; CARVALHO, 1992). Esse fenômeno, conhecido como inércia populacional, juntamente com a redução da TBM, manteve a taxa de crescimento ainda bastante elevada: enquanto a taxa de fecundidade total (TFT) caiu 25,9%, a taxa de crescimento reduziu-se em apenas 14%. Um declínio mais significativo na taxa de crescimento, de 21%, foi observado somente entre 1980 e 1991 (CARVALHO, 2004). As estimativas de Wong e Carvalho (2006), com base no Censo Demográfico de 2000, apontam para a continuidade do declínio sustentado da fecundidade e sugerem que a mortalidade continuará caindo em todas as idades, havendo, porém, uma maior redução nas idades mais avançadas. Embora ambas as tendências acelerem o processo de mudanças na estrutura etária brasileira, envelhecendo a população, o declínio da fecundidade é considerado o principal responsável pelas transformações observadas, seguido pelo declínio da mortalidade (MOREIRA, 1997; CARVALHO; GARCIA, 2003; CARVALHO, 2004; CAMARANO, 2002; DIAS JÚNIOR; COSTA, 2006; WONG; CARVALHO, 2006; CARVALHO; WONG, 2008; MYRRHA, 2009).

Em geral, atribui-se um papel muito pequeno, praticamente nulo, à migração na transformação recente da estrutura etária da população brasileira. Da segunda metade do

século XIX até os anos 1930, período que antecedeu as grandes mudanças na fecundidade e mortalidade, o Brasil apresentou saldo migratório – SM (diferença entre o número de imigrantes e o de emigrantes) – positivo, em função do alto fluxo de imigrantes. Mas os fluxos migratórios reduziram de intensidade entre as décadas de 1930 e 1980, com exceção dos anos que sucederam a Segunda Grande Guerra, fazendo com que a população brasileira passasse a ser considerada fechada (BELTRÃO; CAMARANO, 1997). Entre 1980 e 1990, uma mudança no padrão de migração fez com que o Brasil experimentasse uma perda líquida de aproximadamente 1,6% da população com mais de dez anos de idade (CARVALHO, 1996). Nos anos 1990, o SM internacional do Brasil foi consideravelmente menor do que na década anterior (apenas 0,4% da população total), mas permaneceu negativo, uma vez que o número de emigrantes brasileiros continuou mais elevado do que o de imigrantes (CARVALHO; CAMPOS, 2006).

Poucos são os estudos que, de fato, mensuraram sistematicamente a contribuição dos componentes da dinâmica demográfica sobre o processo de mudança da estrutura etária brasileira. Moreira (1997) projetou a população total do país, entre 1995 e 2020, segundo diferentes cenários para os componentes demográficos, de forma a isolar o efeito de cada uma delas sobre as mudanças na estrutura etária. Os resultados do estudo demonstraram que a fecundidade é o componente definidor da variação da estrutura etária brasileira neste período. Fígoli e Wong (2003) mediram o *momentum* populacional em cinco países da América Latina, incluindo o Brasil, segundo diferentes métodos. O exercício mostrou que o grau de envelhecimento da estrutura etária depende de variações na fecundidade, de diferenças na história demográfica de cada coorte e também, em grande medida, do nível inicial de mortalidade e das suposições com relação ao seu comportamento no futuro. Mais recentemente, Myrrha (2009) mensurou a variação da idade média da população brasileira segundo diferentes métodos de decomposição, para avaliar o papel das mudanças nas taxas de fecundidade e mortalidade. O trabalho da autora confirmou o papel preponderante das mudanças da fecundidade para o envelhecimento populacional, mas também sugeriu um papel crescente da mortalidade nas décadas que estão por vir.

Em outro estudo amplamente citado na literatura, Bercovich e Madeira (2004) examinaram as diferenças nos tamanhos de coortes sucessivas no Brasil, entre 1910 e 2000, com o objetivo de identificar possíveis descontinuidades demográficas, especialmente aquelas expressas por meio de mudanças no número de nascimentos. Além disso, as autoras investigaram variações no tamanho absoluto e relativo da população de jovens adultos em áreas geográficas específicas. Os resultados encontrados serviram como referência para aplicações em diferentes áreas do conhecimento (ver, por exemplo, MUNIZ, 2002).

Ao contrário dos estudos anteriores, neste artigo não são medidas as variações absolutas no tamanho de coortes sucessivas. Seguindo os passos indicados por Horiuchi e Preston (1988), descritos na seção a seguir, utilizam-se funções de taxas de crescimento por idade, observadas em períodos recentes, para detectar os principais fatos que marcaram a história demográfica da população brasileira no século XX.

## Metodologia

O método empregado neste trabalho trata de analisar as mudanças demográficas das últimas décadas no Brasil, por meio da inspeção do conjunto de taxas específicas de crescimento populacional, de forma a mapear as possíveis “marcas” deixadas pela história de cada coorte, como proposto por Horiuchi e Preston (1988). Essas informações têm sido muito pouco utilizadas, apesar de estarem amplamente disponíveis; com apenas o número de pessoas em cada idade em dois pontos no tempo, as taxas de crescimento podem ser diretamente calculadas.

O número de pessoas por grupo etário e período utilizado para o cálculo das taxas específicas de crescimento – daqui em diante designadas TECs – é proveniente de estimativas da população brasileira fornecidas pelo Centro Latino Americano e Caribenho de Demografia das Nações Unidas (Celade), para os anos de 1970, 1980, 1990, 2000 e 2010. As estimativas têm como base as informações dos Censos Demográficos realizados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Os dados censitários originais foram ajustados pelos pesquisadores do Celade, com o objetivo de evitar omissões e inconsistências temporais (CELADE, 2011). As TECs foram calculadas com base na equação de crescimento exponencial que assume uma taxa de crescimento populacional constante no intervalo de tempo em estudo (PRESTON et al., 2001):

$$r(a, t/t+n) = \frac{\ln \left[ \frac{N_a(t+n)}{N_a(t)} \right]}{n} \quad (1)$$

onde:  $r(a,t)$  é taxa de crescimento do grupo etário  $a$ ;  $N_a(t)$  corresponde à população do grupo etário  $a$  no período  $(t)$ ;  $N_a(t+n)$  é a população do grupo etário  $a$  no período  $(t+n)$ ; e  $n$  refere-se ao período intercensitário.

Horiuchi e Preston (1988) apresentam alguns conjuntos hipotéticos de funções de taxas específicas de crescimento que correspondem a cenários estilizados de mudanças demográficas, descrevendo, assim, um padrão típico de curvas de taxas específicas de crescimento para cada tipo de mudança demográfica isoladamente. Tendo como ponto de partida uma população estável hipotética, os autores simularam três cenários alternativos de declínio da mortalidade (moderado, rápido e declínio interrompido 30 anos após seu início), mantendo a fecundidade constante, além de um cenário com declínio da fecundidade, mantendo mortalidade constante. São reproduzidos aqui os resultados do primeiro cenário de queda da mortalidade (declínio moderado) e o de queda da fecundidade, uma vez que eles representam referências claras para a interpretação dos perfis de taxas específicas de crescimento, observados para a população brasileira.<sup>1</sup>

<sup>1</sup> Os detalhes de cada cenário, bem como os padrões gráficos para os cenários de queda rápida e queda interrompida da mortalidade, podem ser vistos em Horiuchi e Preston (1988, p. 433-35).

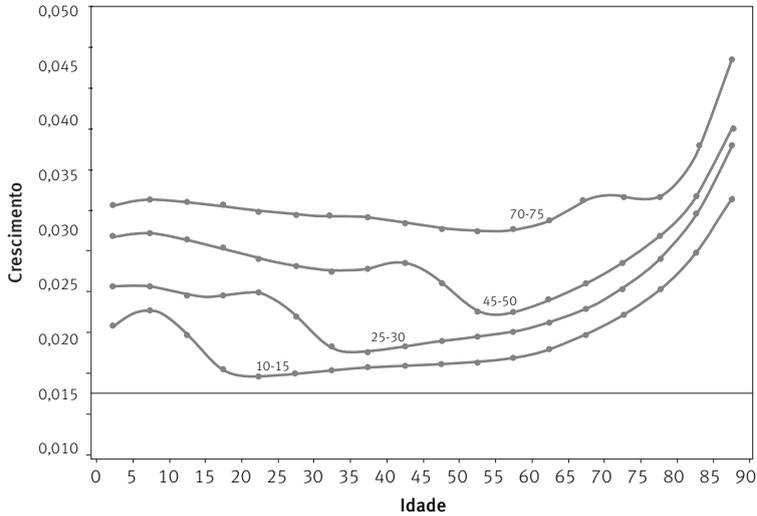
Com uma tabela de vida do Modelo Oeste, expectativa de vida de 40 anos, fecundidade constante e população fechada a migrações, no primeiro cenário, simulou-se o efeito puro de um declínio da mortalidade contínuo, a um ritmo de 0,5 ano de ganho na esperança de vida ao nascer por ano-calendário. Neste cenário de redução moderada da mortalidade, as curvas de taxas específicas de crescimento foram observadas em quatro intervalos de períodos: 10 a 15 anos, 25 a 30 anos, 45 a 50 anos e 70 a 75 anos após o início da mudança. O Gráfico 1 apresenta os resultados para cada período de observação. Ao longo do tempo, as taxas específicas de crescimento aumentam para todas as idades, havendo, no entanto, uma mudança significativa no perfil da curva. No período de 10 a 15 anos após o início do declínio, identifica-se um perfil em forma de U. Seguindo a estrutura típica da função de mortalidade por idade e considerando um nível inicial de mortalidade bastante elevada, este padrão corresponde ao fato de que as crianças que nascem ou que ainda estão na primeira infância logo após o início de queda da mortalidade tendem a ser fortemente afetadas. Os adultos também são crescentemente afetados, à medida que a idade aumenta. Os menos beneficiados pelo declínio são as crianças que tinham entre 5 e 9 anos no início da mudança. Com a extensão dos ganhos de longevidade no primeiro ano de vida para todas as novas coortes e o envelhecimento das primeiras coortes beneficiadas, o perfil vai se tornando mais horizontal. Vale notar que a taxa de crescimento permanece elevada para a coorte que primeiro se beneficiou da redução da mortalidade infantil, relativamente às coortes mais jovens, uma vez que, com a continuidade do processo de declínio no nível de mortalidade geral, o decréscimo nas taxas específicas de mortalidade nas idades mais jovens torna-se relativamente menor. Além disso, é entre os mais velhos que vão se concentrar as maiores taxas de crescimento, em função de o padrão de ganhos de longevidade tornar-se cada vez mais restrito às idades avançadas, levando ao envelhecimento populacional.

No cenário de queda da fecundidade (Gráfico 2) mantendo a mortalidade constante, os efeitos sobre a função de taxas específicas de crescimento são mais diretos. No primeiro ano em que a fecundidade começa a declinar, a partir de uma população previamente estável, a coorte com menos de um ano exibe uma taxa de crescimento menor do que das coortes mais velhas. Após 15 anos de queda da fecundidade, toda a população menor de 15 anos está registrando taxas de crescimento menores do que no cenário de estabilidade. Além disso, a partir desse ponto, a coorte que experimentou taxas menores de crescimento em função dos declínios na fecundidade entra em idade reprodutiva, o que diminui ainda mais a taxa de crescimento das coortes que estão nascendo. Nos primeiros anos de queda, a população em idade reprodutiva está crescendo a uma taxa que, aproximadamente, compensa o declínio anual das taxas específicas de fecundidade, produzindo um breve período de crescimento zero nos nascimentos.<sup>2</sup> Como mostram as curvas referentes aos períodos de tempo mais distantes (25-30 anos ou mais), quando as coortes nascidas do crescimento zero entram

<sup>2</sup> Nessa simulação, a população cresce a uma taxa de 1,54% ao ano e o declínio imposto às taxas de fecundidade é de 1,5% ao ano.

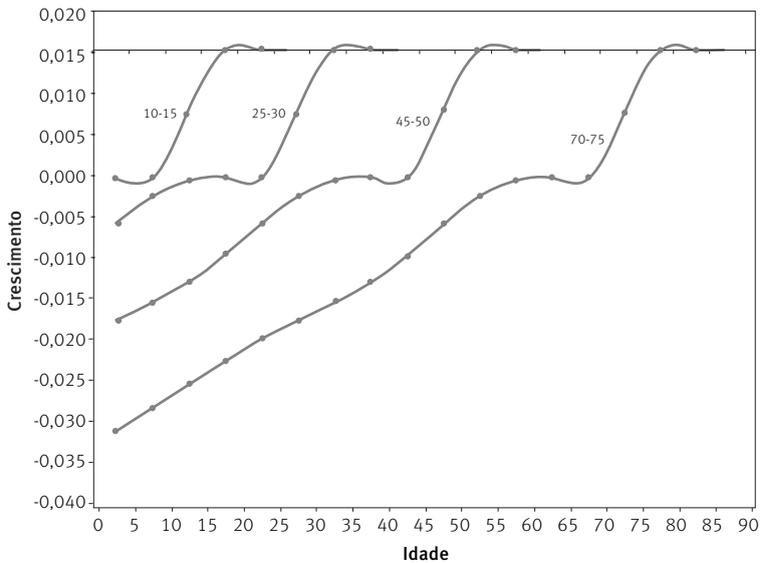
na idade reprodutiva, o número absoluto de nascimentos começa a diminuir e as taxas específicas de crescimento se tornam negativas.

**GRÁFICO 1**  
**Simulação das taxas específicas de crescimento por idade desde o início do declínio da mortalidade, em um cenário de queda moderada da mortalidade**



Fonte: Extraído de Horiuchi e Preston (1988).  
 Nota: Reproduzido com autorização.

**GRÁFICO 2**  
**Simulação das taxas específicas de crescimento por idade desde o início do declínio da fecundidade, no cenário de queda exclusiva da fecundidade**



Fonte: Extraído de Horiuchi e Preston (1988).  
 Nota: Reproduzido com autorização.

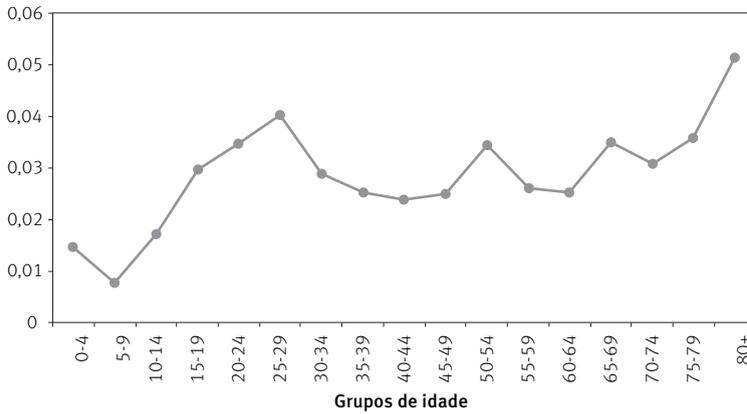
## Resultados

O Gráfico 3 apresenta a função de taxas específicas de crescimento por idade para o período entre 1970 e 1980. Com o auxílio de um diagrama de Lexis (Figura 1), foram estabelecidas associações entre o padrão da curva de taxas de crescimento do Gráfico 3 e as mudanças demográficas subjacentes, identificando as coortes que vivenciaram as principais mudanças, bem como o provável momento de sua ocorrência. No diagrama estão representadas as coortes cujos comportamentos das TECs deseja-se aqui chamar a atenção. São quatro as evidências mais relevantes enumeradas no diagrama e descritas a seguir.

1. Conforme discutido no Gráfico 1, mudanças nas taxas específicas de mortalidade tendem a afetar mais fortemente os grupos de idade mais jovens e os mais velhos, com o que se espera encontrar, nos estágios iniciais de queda da mortalidade, um padrão em forma de U para as taxas específicas de crescimento (HORIUCHI; PRESTON, 1988, p. 433), que indicaria as coortes mais beneficiadas pelo processo. Com efeito, pode-se identificar esse formato de curva em U no Gráfico 3, do grupo etário de 25-29 anos até as idades mais velhas. Além disso, o pico da TEC no grupo de 25-29 anos, no Gráfico 3, pode ser associado à acentuada queda da mortalidade infantil ocorrida entre as décadas de 1940 e 1950 (pós-guerra).<sup>3</sup>
2. No Gráfico 3, o ponto mais baixo da curva em forma de U, originada pela queda da mortalidade, corresponde ao grupo etário de 40-44 anos. Essa seria, então, a coorte que menos se beneficiou da redução da mortalidade, uma vez que, quando o processo começou, as pessoas dessa coorte já tinham vencido a primeira infância e não eram ainda suficientemente adultas para se beneficiar dos ganhos em longevidade. Dito de outra forma, esta coorte estava no ponto mais baixo (e menos sensível) da curva de mortalidade por idade. É com base nessa lógica que Horiuchi e Preston (1988) propõem que a duração do declínio da mortalidade pode ser identificada pela subtração de 7,5 anos (ponto médio do grupo etário de menor nível de mortalidade) da idade que representa o ponto mínimo da curva das TECs. De acordo com essa proposição, a duração da queda da mortalidade pode ser calculada da seguinte forma:  $42,5$  (ponto médio do grupo etário 40 a 44 anos)  $- 7,5 = 35$  anos. Assim, considerando 1975 o ponto médio do período analisado, a queda da mortalidade teria se intensificado a partir de 1940 (ou seja, 35 anos antes de 1975), reiterando os achados da literatura sobre o início da transição da mortalidade no Brasil (IBGE, 1999). No Gráfico 4, que apresenta as curvas referentes aos períodos 1980-1990, 1990-2000 e 2000-2010, observa-se que essa curva em “U” se desloca para os grupos etários subsequentes, mantendo o mesmo padrão de comportamento descrito até aqui. Isso corrobora a noção de que as marcas de fenômenos demográficos que afetam a história de uma coorte ficam impressas por longos períodos, podendo ser utilizadas como fonte de informação histórica, muitas décadas depois.

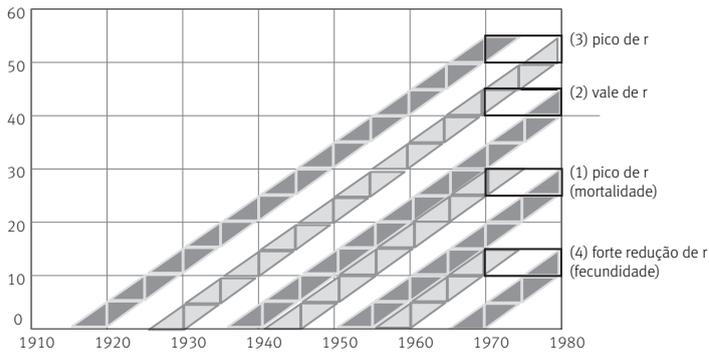
<sup>3</sup> O exame da série de taxas de mortalidade infantil para as décadas de 1930 a 1960 no Brasil (IBGE, 1999) indica que a maior redução ocorreu entre meados dos anos 1940 e 1950, exatamente o período de nascimento das coortes com 25 a 29 anos em 1970 e 1980.

**GRÁFICO 3**  
Taxas específicas de crescimento, por grupos de idade  
Brasil – 1970-1980



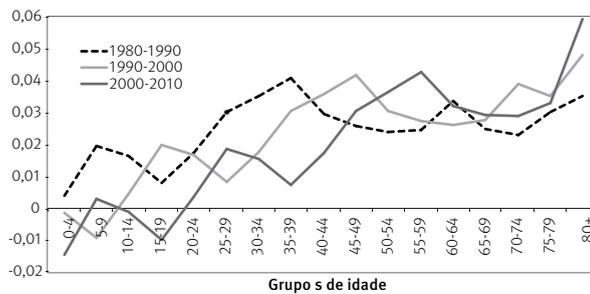
Fonte: IBGE. Censos Demográficos. Estimativas do Celade.

**FIGURA 1**  
Diagrama de Lexis: representação das taxas de crescimento por idade para períodos e coortes selecionados no Brasil



Nota: Para efeito de ilustração, essa figura foi construída considerando que os dados referem-se a 1º de janeiro do ano censitário.

**GRÁFICO 4**  
Taxas específicas de crescimento, por grupos de idade (estimativas do Celade)  
Brasil – 1980-2010



Fonte: IBGE. Censos Demográficos. Estimativas do Celade.

3. Voltando ao Gráfico 3, observa-se haver um segundo pico de TEC para o grupo etário de 50-54 anos no período 1970-80, o qual corresponde a um expressivo crescimento do tamanho da coorte nascida em 1925-30 em relação àquela nascida em 1915-20. As mudanças demográficas responsáveis por tal comportamento devem ser objeto de pesquisa mais detalhada, já que correspondem a coortes nascidas em um período da história menos documentado da população brasileira. De qualquer forma, é possível que este crescimento reflita, em menor escala, alguma queda da mortalidade ao longo de vida dessa coorte – especialmente durante o período de maternidade – e, em maior escala, o afluxo de imigrantes adultos jovens ao Brasil no pós-Segunda Guerra. Além disso, vale notar que a elevada TEC do grupo de 25-29 anos, descrita no item anterior, pode estar indiretamente relacionada à alta taxa de crescimento do grupo de 50-54 anos. Assumindo-se uma idade média à maternidade de 25 anos, parte do crescimento da coorte de 25-29 anos, em 1970-1980, seria efeito indireto do aumento no número de progenitores representados pelo grupo de 50 a 54 anos.
4. A faixa etária de 10-14 anos apresenta uma acentuação no padrão de redução das TECs desde o grupo de 25-29 anos. Essa mudança corresponde à queda da natalidade, em função da transição de fecundidade, que começa a reduzir o crescimento das coortes de nascidos entre 1955-60 e 1965-70. Mais acentuado, ainda, é o declínio verificado entre as coortes nascidas nos períodos 1960-65 e 1970-75 (taxa de crescimento do grupo 5 a 9 anos no Gráfico 3). Uma taxa de crescimento mais elevada para o grupo etário 0-4 anos sugere, em primeiro lugar, o arrefecimento da queda da natalidade no final dos anos 1970, já que é nesse período que nasceram os filhos das gerações cujo crescimento populacional mais do que compensou a queda no número de filhos tidos por mulher. Este efeito estaria retratado na correspondência entre as elevadas TECs para os grupos de 25 a 29 e 0 a 4 anos, aproximadamente gerações de mães e filhos. Além disso, a maior TEC para o grupo de 0 a 4 anos também é consistente com a aceleração na queda da mortalidade infantil a partir dos anos 1970, depois de um período de estagnação durante a década de 1960, conforme relatos na literatura (IBGE, 1999).

O Gráfico 4 traz evidências adicionais quanto ao processo de queda da fecundidade. A combinação entre a diminuição do número de filhos tidos por mulher e a redução da população em idade reprodutiva faz com que a taxa de crescimento dos grupos com menos de dez anos de idade sejam negativas pela primeira vez no período 1990-2000. Em outras palavras, uma TEC negativa para o grupo 5-9 anos na curva de 1990-2000 indica que foi entre 1990 e 1995 que se deu, pela primeira vez no país, uma queda no número absoluto de nascimentos, certamente porque foi nesse período que chegaram à idade reprodutiva as mulheres nascidas sob o regime de fecundidade declinante. Na curva referente às TECs de 2000-2010, esta taxa negativa reaparece para o grupo etário 15-19 anos, confirmando o mesmo, ou seja, entre 15 a 19 anos antes de 2010, ou seja, entre 1990 e 1995, o número de nascimentos começou a decrescer no Brasil.

Adicionalmente, as TECs do Gráfico 4 mostram também que os chamados efeitos de “ecos demográficos” causam oscilações no número de nascimentos e acabam por gravar suas marcas por toda a pirâmide etária. Nota-se que a TEC de 1990-2000 relativa ao grupo 0-4 anos assume um valor próximo de 0 (zero), indicando que entre 1995 e 2000 houve um aumento do número de nascimentos com relação ao período anterior. Essa reversão na tendência de queda é facilmente explicada quando se observa a correspondência inequívoca

entre os aumentos das TECs dos grupos de 0-4 e 15-19 anos de idade, ou seja, idades correspondentes aos nascimentos e à entrada das mulheres no período reprodutivo. As mesmas evidências se apresentam na curva relativa ao período 2000-2010, com as idades deslocadas em dez anos.

### **Utilidades práticas dos perfis das TECs**

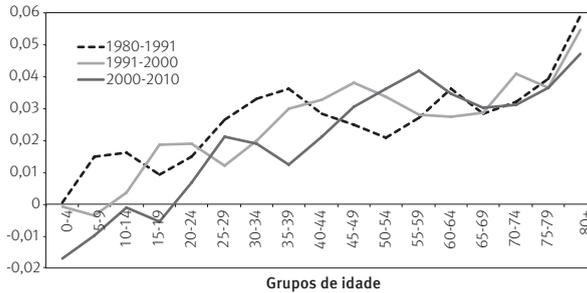
Evidentemente, as “marcas” encontradas nas curvas das TECs apenas confirmam o que se sabe por outros caminhos sobre a história demográfica recente do Brasil. No entanto, a intenção neste trabalho é elucidar como as TECs podem se constituir numa poderosa ferramenta de conhecimento da história demográfica, na ausência de outras evidências. Supondo-se, por exemplo, que não houvesse, no Brasil, censos populacionais confiáveis antes de 1990 e que pouco se soubesse sobre a dinâmica demográfica anterior, com base apenas na análise dos perfis de taxas de crescimento dos períodos 1990-2000 e 2000-2010 – que são inteiramente consistentes entre si –, seria possível inferir que o declínio da mortalidade teria se iniciado na década de 1940 e a queda da fecundidade, na de 1960.

Além do conhecimento retrospectivo, as TECs também auxiliam na previsão das oscilações populacionais futuras de curto prazo, já que, com base nos seus perfis, pode-se prever, com chances mínimas de erros, qual é o crescimento esperado para os subgrupos etários específicos da população. Assim, espera-se que, quando compararmos o Censo de 2020 com o de 2010, o grupo que terá maior TEC, excluindo o grupo aberto de 80 anos e mais, será o de 65-69 anos e, no Censo de 2030, o de 75-79 anos, potencializando o efeito do envelhecimento populacional causado pela queda dos nascimentos, com a chegada a estas faixas etárias da coorte mais impactada pelo início da queda da mortalidade. Sabe-se também que, entre os adultos acima de 20 anos, o grupo etário de menor crescimento no período 2010-2020 é o de 35-39 anos, precisamente o que teve menor taxa de crescimento no período 2000-2010. Previsões desse tipo são uma aplicação direta das funções de TECs ao longo do tempo e ajudam a explicar os “zigue-zagues” da pirâmide etária de uma população, muitas vezes mal compreendidos pelo analista leigo. Nesse sentido, vale ressaltar que a análise a partir das taxas de crescimento evidencia uma dimensão menos estática da distribuição etária da população, que não é automaticamente obtida a partir do exame das pirâmides etárias, qual seja, a variação do tamanho dos grupos de idade ao longo do tempo.

Finalmente, é oportuno destacar também que os perfis etários das TECs podem ser muito úteis na verificação da qualidade dos dados censitários. Como observado na seção metodológica deste trabalho, optou-se por utilizar os dados censitários produzidos pelo IBGE e ajustados pelo Celade. Se, em vez destes dados ajustados, tivessem sido usados os dados censitários coletados diretamente pelo IBGE, sem qualquer correção, seriam obtidos os resultados apresentados no Gráfico 5. Comparando-se os perfis exibidos nos Gráficos 4 e 5, é fácil perceber que as TECs obtidas diretamente dos Censos são menos consistentes e sugerem haver algum tipo de erro nos dados, já que dificilmente a dinâmica demográfica

– ou seja, os comportamentos de fecundidade, mortalidade e migração – por si só pode explicar tais resultados.

**GRÁFICO 5**  
**Taxas específicas de crescimento, por grupos de idade (dados censitários)**  
**Brasil – 1980-2010**



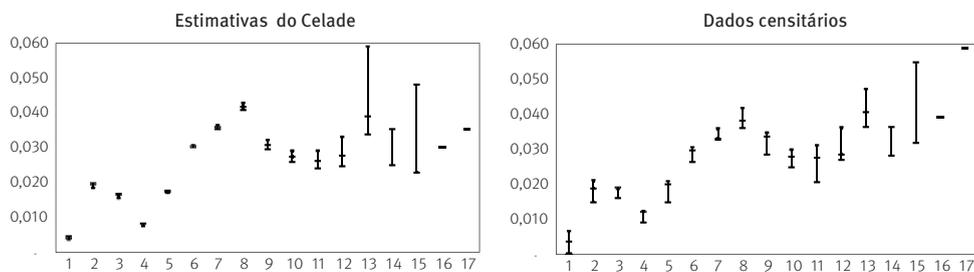
Fonte: IBGE. Censos Demográficos.

Na ausência de problemas na qualidade dos dados, as TECs de censos sucessivos devem ter um comportamento previsível e bastante estável. Por exemplo, tomando-se o primeiro ponto da curva de TECs de 1980-1990, referente ao grupo de 0-4 anos, deve-se esperar que, se os dados tiverem qualidade perfeita e a população for fechada, a diferença entre esta taxa e a observada no grupo de 10-14 anos na curva referente ao período 1990-2000, bem como a verificada no grupo de 20-24 anos na curva de 2000-2010, deverá corresponder a apenas o efeito da mortalidade que atuou diferenciadamente para as duas coortes que estão sendo comparadas, a de 0-4 anos em 1980 e a de 0-4 anos em 1990. Considerando que a diferença no número de nascimentos já está captada na TEC do grupo de 0-4 anos, se houvesse rigorosamente o mesmo regime de mortalidade para ambas as coortes, deveriam ser encontrados valores idênticos para TEC do grupo 10-14 anos, no período 1990-2000, e a TEC do grupo 20-24, no período 2000-2010. Considerando, mais realisticamente, que a mortalidade continua em declínio, mas que o período de tempo transcorrido entre as experiências das duas coortes é reduzido, pode-se aceitar apenas uma TEC ligeiramente ascendente, o que é observado no Gráfico 4. No entanto, no Gráfico 5, relativo aos dados censitários sem correções, as variações nas TECs correspondentes são muito maiores. Atentando-se novamente para o grupo 0-4 anos no período 1980-1990, verifica-se que a TEC é ligeiramente negativa, tornando-se positiva no ponto correspondente na curva do período de 1990-2000, ou seja, na idade 10-14 anos. Ora, se estes valores pudessem ser explicados apenas pela dinâmica demográfica, isso indicaria que a redução no número de crianças de 0 a 4 anos, entre 1980 e 1990, teria sido compensada por uma espetacular queda na mortalidade infanto-juvenil entre coortes vizinhas (crianças de 0-4 anos em 1980 e em 1990), que tornaria a coorte mais velha maior do que a mais jovem. E procedendo com a análise para grupos etários posteriores, encontram-se novos aumentos das TECs que seriam ainda menos prováveis, nas idades adultas em que não há reduções de mortalidade que possam afetar significativamente coortes vizinhas.

A exceção fica por conta das idades acima de 70 anos, já que as TECs desses grupos etários são mais afetadas pelo decréscimo no nível geral de mortalidade do que a dos grupos adultos mais jovens, como demonstram as simulações do Gráfico 1, realizadas por Horiuchi e Preston (1988). Ou seja, nas idades mais avançadas, espera-se, de fato, um aumento das taxas de crescimento entre coortes de mesma idade em décadas sucessivas. Embora esse padrão possa ser observado tanto para as estimativas do Celade quanto para os dados censitários, ainda assim há discrepâncias entre as duas fontes. A mais importante delas é a redução na taxa de crescimento do grupo aberto de 80 anos e mais nos sucessivos períodos intercensitários, padrão que não se observa nas estimativas produzidas pelo Celade: a TEC diminui de 5,9% para 4,7% quando calculada com os dados censitários, ao passo que ela aumenta de 3,5% para 5,9% pelas estimativas do Celade. Essa diferença parece ser explicada por taxas intercensitárias que são especialmente mais altas no período 1991-1980 nos dados censitários.

A comparação das TECs nas duas fontes de dados fica ainda mais evidente no Gráfico 6. Em cada ponto no eixo das abscissas, estão representadas as taxas de crescimento entre coortes de mesma idade em décadas sucessivas. Os dois painéis ilustram com clareza a maior variabilidade das TECs, ao longo das décadas, quando utilizados os dados censitários; resultado que corrobora o que havia sido analisado anteriormente. O ponto 11, por exemplo, corresponde à taxa de crescimento entre as coortes que têm idade 50-54 anos em 1980 e 1990, 60-64 anos em 1990 e 2000 e 70-74 anos em 2000 e 2010. Nesse caso, a TEC aumenta de 0,024 para 0,029 nos dados do Celade, comparado a uma elevação significativamente maior, de 0,021 para 0,031, nos dados censitários. Mais uma vez, a exceção fica por conta das idades mais velhas, em que era esperado exatamente o efeito inverso, isto é, uma maior variação do que a apresentada pelos dados censitários.

**GRÁFICO 6**  
Taxas de crescimento entre coortes de mesma idade em décadas sucessivas  
Brasil – 1980-2010



Fonte: IBGE. Censos Demográficos. Estimativas do Celade.

Nota: Cada ponto no eixo x compara a taxa de crescimento entre duas coortes de mesma idade em décadas sucessivas. Por exemplo, o ponto 1 indica a taxa de crescimento entre as coortes que têm idade 0-4 em 1980 e 1990, 10-14 em 1990 e 2000 e 20-24 em 2000 e 2010. O ponto 2 indica a taxa de crescimento entre as coortes que têm idade 5-9 em 1980 e 1990, 15-19 em 1990 e 2000 e 25-29 em 2000 e 2010; e assim, sucessivamente.

## Considerações finais

A estrutura etária de uma população carrega, por muitas décadas, as marcas da dinâmica demográfica passada. Em geral, os estudos limitam-se a analisar a distribuição de pessoas por idade, em diferentes pontos no tempo. Uma alternativa metodológica complementar para desvendar a dinâmica demográfica passada é examinar funções de taxas de crescimento populacional específicas por idade em determinado período de tempo, como sugerem Horiuchi e Preston (1988). A principal vantagem desse tipo de análise é sua simplicidade e a facilidade de se obter um grande conteúdo de informações históricas, a partir de taxas de crescimento calculadas com base apenas em dois censos recentes e do conhecimento prévio dos padrões típicos de efeito das mudanças demográficas sobre essas taxas.

Neste trabalho, analisaram-se as funções de taxas de crescimento por idade da população brasileira nos períodos de 1970 a 1980, 1980 a 1990, 1990 a 2000 e 2000 a 2010, identificando a fase de início da queda da mortalidade, nos anos 1940, o período do início de redução da natalidade, na década de 1960, e o provável efeito do afluxo de imigrantes internacionais jovens adultos, no segundo quinquênio dos anos 1940 (pós-guerra).

Vale notar que o exame dos perfis das TECs auxilia diretamente no entendimento de como as variáveis demográficas concorrem para o envelhecimento da estrutura etária. Verifica-se que o declínio da mortalidade produz efeitos em ambas as direções: por um lado, gera taxas específicas de crescimento mais elevadas para as idades mais velhas relativamente às mais jovens, contribuindo assim para o envelhecimento da população; por outro lado, causa forte descontinuidade positiva no crescimento das coortes nascidas logo após o início do declínio, rejuvenescendo a população, embora esse efeito tenda a ser neutralizado à medida que o tempo passa e essa coorte envelhece. Quanto ao efeito da queda da fecundidade, verificou-se que, uma vez iniciado o seu processo, as taxas de crescimento dos grupos etários mais jovens declinam rapidamente e o peso desse componente passa a ser muito mais determinante para o envelhecimento do que o da queda da mortalidade, com os grupos mais jovens experimentando taxas de crescimento cada vez mais negativas.

Toda essa análise sugere que as taxas específicas de crescimento, facilmente extraídas das informações censitárias atuais, são bastante informativas com relação à história demográfica das coortes e devem ser mais bem exploradas, podendo ser de grande utilidade quando as tendências dos eventos demográficos históricos não são conhecidas ou as informações não são confiáveis.

As taxas de crescimento também são úteis ao indicarem o provável ritmo de crescimento de grupos de idade específicos, no futuro. Além disso, sua análise sugere possíveis inconsistências nos dados populacionais por idade, ao longo do tempo. Não se pretende, aqui, discutir a validade e adequação dos ajustes realizados pela equipe técnica do Celade em suas estimativas. A intenção desse estudo foi apenas apontar que a análise da variável  $r$  presta-se, também, para elucidar possíveis problemas de qualidade dos dados censitários brutos. Neste contexto, uma questão a ser mais bem examinada é a mortalidade de idosos.

Os deslocamentos das curvas de TECs para esses grupos indicam ganhos expressivos nos períodos mais recentes, mas seria necessário averiguar o quanto dessa variação deve-se à qualidade dos dados e quanto, de fato, espelha a verdadeira variação nas taxas de mortalidade em idades avançadas.

## Referências

- BELTRÃO, K. I.; CAMARANO, A. A. Cálculo de saldos e taxas líquidas de migração internacional. In: ENCONTRO NACIONAL SOBRE MIGRAÇÃO. **Anais...** ENSM, 1997, p. 291-300.
- BENNETT, N. G.; HORIUCHI, S. Estimating the completeness of death registration in closed population. **Population Index**, n. 47, p. 207-221, 1981.
- BERCOVICH, A.; MADEIRA, F. Descontinuidades demográficas, onda jovem e mercado de trabalho: uma comparação entre Brasil e Argentina. In: CONGRESSO DA ASSOCIAÇÃO LATINO AMERICANA DE POPULAÇÃO, 1. **Anais...** Abep, 2004.
- CAI, Y. An assesment of China's fertility level using the variable variable-r method. **Demography**, v. 45, n. 3, p. 271-281, May 2008.
- CAMARANO, A. A. **Envelhecimento da população brasileira**: uma contribuição demográfica. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – Ipea, jan. 2002 (Texto para discussão nº 858).
- CARVALHO, J. A. M. O saldo dos fluxos migratórios internacionais no Brasil na década de 80: uma tentativa de estimação. In: PATARRA, N. L. (Coord.). **Migrações internacionais**: herança XX, agenda XXI. Campinas: FNUAP (Programa interinstitucional de avaliação e acompanhamento das migrações internacionais; v. 2), 1996, p. 227-238.
- \_\_\_\_\_. **Crescimento populacional e estrutura demográfica no Brasil**. Belo Horizonte: Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional – Cedeplar/UFMG, 2004 (Texto para discussão nº 227).
- CARVALHO, J. A. M.; GARCIA, R. A. O envelhecimento da população brasileira: um enfoque demográfico. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 19, n. 3, p. 725-733, 2003.
- CARVALHO, J. A. M.; WONG, L. L. R. A transição da estrutura etária da população brasileira na primeira metade do século XXI. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 24, n. 3, p. 587-605, 2008.
- CARVALHO, J. A. M.; CAMPOS, M. B. O saldo migratório internacional do Brasil na década de 1990. In: ENCONTRO NACIONAL SOBRE MIGRAÇÃO, 5. **Anais...** São Paulo: Abep, 2007.
- CELADE. Proyecciones de población a largo plazo. **Observatório Demográfico**, Ano VI, n. 11, 2011.
- COALE, A. J.; CASELLI, G. Estimation of the number of persons at advanced ages from the number of deaths at each age in the given year and adjacent years. **Genus**, v. LXVI, n. 1/2, 1990.
- DIAS JUNIOR, C. S.; COSTA, C. S. O envelhecimento da população brasileira: uma análise de conteúdo das páginas da REBEP. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 15. **Anais...** Abep, 2006.
- FÍGOLI, M. G. B.; WONG, L. L. R. El camino hacia la estabilización demográfica y el proceso de envejecimiento en América Latina: una ilustración a partir de alguns países seleccionados. **Papeles de Población**, v. 1, n. 35, p. 32-46, 2003.
- HORIUCHI, S.; PRESTON, S. H. Age-specific growth rates: the legacy of past population. **Dynamics Demography**, v. 25, n.3, p. 429-441, ago. 1988.
- IBGE. **Evolução e perspectivas da mortalidade infantil no Brasil**. Rio de Janeiro: IBGE/Departamento de População e Indicadores Sociais, 1999 (Série Estudos e Pesquisas. Informação Demográfica e Socioeconômica, n. 2).

JAVIQUE, D. C. R.; TURRA, C. M.; BONIFÁCIO, G. M. O.; WAJNMAN, S. Efectos de la migración sobre el crecimiento poblacional a largo plazo de las provincias cubanas. **Revista Brasileira de Estudos de População**, v. 30, 2, 2013.

MERLI, G. Mortality in Vietnam, 1979-1989. **Demography**, v. 35, n. 3, p. 345-60, 1988.

MOREIRA, M. M. **Envelhecimento da população brasileira**. Tese (Doutorado em Demografia) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 1997.

MOREIRA, M. M.; CARVALHO, J. A. M. Envelhecimento da população e aposentadoria por idade. **Previdência em Dados**, v. 7, n. 4, p. 27-39, 1992.

MUNIZ, J. O. **Efeitos das descontinuidades demográficas sobre o mercado de trabalho dos jovens**: uma análise temporal utilizando-se painéis metropolitanos agrupados. Dissertação (Mestrado em Demografia) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2002.

MYRRHA, L. J. D. **Estrutura etária brasileira**: decomposição segundo variações na fecundidade e na mortalidade. Dissertação (Mestrado em Demografia) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2009.

PRESTON, S. H.; WANG, H. Intrinsic growth rates and net reproduction rates in the presence of migration. **Population and Development Review**, v. 33, n. 4, December 2007.

PRESTON, S. H.; COALE, A. J. Age structure, growth, attrition and accession: a new synthesis. **Population Index**, v. 48, n. 2, p. 217-59, 1982.

PRESTON, S. H.; HEUVELINE, P.; GUILLOT, M. **Demography**: measuring and modeling population processes. 1ed. Blackwell Publishing Ltd, 2001, p. 291.

PRESTON, S. H. Relations among standard epidemiologic measures in a population. **American Journal of Epidemiology**, v. 126, n. 2, p. 336-45, 1987.

WONG, L. L. R.; CARVALHO, J. A. M. O rápido processo de envelhecimento populacional no Brasil: sérios desafios para as políticas públicas. **Revista Brasileira de Estudos de População**, v. 23, n. 1, p. 5-26, jan./jun. 2006.

## Sobre os autores

*Luana Junqueira Dias Myrrha* é doutora em Demografia pelo Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional – Cedeplar/UFMG e professora adjunta da Universidade Federal do Rio Grande do Norte.

*Pamela Cristina Lima Siviero* é doutora em Demografia pelo Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional – Cedeplar/UFMG e professora adjunta da Universidade Federal de Alfenas.

*Simone Wajnman* é doutora em Demografia pelo Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional – Cedeplar/UFMG e professora do Departamento de Demografia/Cedeplar, da Universidade Federal de Minas Gerais – UFMG.

*Cássio M. Turra* é doutor em Demografia pela Universidade da Pensilvânia e professor adjunto do Departamento de Demografia/Cedeplar, da Universidade Federal de Minas Gerais – UFMG.

## Endereço para correspondência:

Cedeplar-FACE-UFMG  
Av. Antônio Carlos, 6627  
31270-901 – Belo Horizonte- MG, Brasil

## Abstract

### *The use of growth rates by age to identify the main stages of the demographic transition in Brazil*

The analysis of the set of age specific growth rates in a population, proposed by Horiuchi and Preston (1988), is an alternative way to examine the process of changing age structure as well as to examine potential "marks" left by the demographic history of each cohort. The objective of this study is to apply this methodology to the Brazilian population and discuss some of the major demographic changes on the basis of growth rates seen in Brazil since the 1970s. Based on patterns of specific growth rates simulated by these authors to describe the structure of specific growth rates for each type of demographic changes, we evaluate possible stages in the country's demographic history that may be present in the current cohorts. The results show that the information contained in specific growth rates are quite instructive regarding the effects of variations in demographic regimes and is very useful for populations where vital rates are unreliable or unavailable.

**Keywords:** Age specific growth rates. Population aging. Mortality. Fertility.

## Resumen

### *El uso de las tasas de crecimiento por edad para la identificación de las principales etapas de la transición demográfica en Brasil*

El análisis del conjunto de las tasas específicas de crecimiento por edad de una población, propuesto por Horiuchi y Preston (1988), es una forma alternativa de investigar el proceso de cambio de la estructura etaria de una población y de examinar las posibles "marcas" que ha dejado la historia demográfica de cada cohorte. El objetivo de este trabajo es aplicar esta metodología a la población brasileña, analizando los grandes cambios demográficos observados en el país desde 1970 hasta la actualidad sobre la base de las tasas de crecimiento poblacionales. A partir de los patrones de las funciones de las tasas específicas de crecimiento, simuladas por esos autores para describir la estructura de estas tasas para cada régimen de cambio demográfico, se evaluaron las posibles marcas que la historia demográfica ha dejado en las actuales cohortes brasileñas. Los resultados demuestran que la información contenida en las tasas específicas de crecimiento es bastante esclarecedora de los efectos de las variaciones en los regímenes demográficos, y es muy útil en poblaciones cuyas tasas vitales no son confiables o no están disponibles.

**Palabras clave:** Tasas específicas de crecimiento. Envejecimiento poblacional. Mortalidad. Fecundidad.

Recebido para publicação em 05/09/2012

Aceito para publicação em 12/09/2014



# Uncertainty in population projections: the state of the art

Raquel Rangel de Meireles Guimarães\*

In this paper I critically review the state of the art in population projections, focusing on how uncertainty is handled in three approaches: the classical cohort-component, the frequentist probabilistic model and the Bayesian paradigm. Next, I focus on recent developments on mortality, fertility and migration projections under the Bayesian setting, which have been clearly at the frontier of knowledge in demography. By evaluating the merits and limitations of each framework, I conclude that in the near future the Bayesian paradigm will offer the most promising approach to population projections, since it combines expert opinion, information that demographers have readily available from their empirical analyses and sophisticated statistical and computational methods to deal with uncertainty. Hence, the availability of population forecasts that take uncertainty carefully into account may enhance communication among demographers by allowing for greater flexibility in reflecting demographic beliefs.

**Keywords:** Population projections. Uncertainty. Cohort-component model. Frequentist approach. Bayesian approach.

---

\* Department of Economics at Federal University of Paraná (UFPR), Curitiba, Paraná, Brazil (raquel.guimaraes@ufpr.br).

## Introduction

The field of population projections is probably one of the richest in the area of demographic research. Keyfitz (1972) defines demographic forecasting as “the search for functions of population that are constant through time, or about which fluctuations are random and small.” According to the same author, uncertainty surrounding population estimates should be expressed in the form of probability distributions (KEYFITZ, 1972).

Notwithstanding this position of Keyfitz, demographers have traditionally conducted population forecasts using the cohort-component model from a deterministic perspective. In short, the cohort-component method involves a number of steps, each of which takes demographers’ expert opinions into consideration. Uncertainty is introduced into the projections at all phases of the process by means of the demographers’ judgment and experience. Based on their opinion and on past data analysis, a single-variant deterministic projection is built upon the most reasonable future behavior of the demographic components: fertility, mortality and migration. Hence, “projecting a population becomes an art influenced by scientific techniques” (DAPONTE et al., 1997, p. 1257).

In terms of the uncertainty of population estimates, the standard population projection approach does not allow demographers to explicitly state the probability that given demographic events will occur. In order to overcome this limitation, demographers began projecting the population using different sets of variants, reflecting the uncertainty in their estimates and leaving it to the users to choose the projections that best fit their needs. This is the so-called variant approach to population projections. Up until the 2010 Revision, this was the standard approach used by the UN Population Division to produce population estimates (UNITED NATIONS, 2009). Even though the variant approach represented an advance in demographic forecasts, some authors have argued that it has no probabilistic basis, resulting in inconsistencies in demographic estimates (GIROSI; KING, 2008; LEE; TULJAPURKAR, 1994).

Since the 1990s, demographers have attempted to incorporate uncertainty into population estimates by dealing with it in the form of probability distributions. The rationale behind probabilistic methods is that population forecasting is “unavoidably uncertain” (WILSON; REES, 2005, p. 340), especially when forecasts are for certain age groups, due to uncertainties in each of the components of the demographic dynamics – fertility, mortality and migration. Lee and Carter pioneered in incorporating uncertainty into demographic estimates in a probabilistic framework using the frequentist probabilistic projection approach. They projected mortality trends by extrapolating time series parameters (LEE; CARTER, 1992; LEE, 1992; LEE; TULJAPURKAR, 1994). Later, scholars from the IASA team set out to derive projections based on expert judgment (LUTZ et al., 1998; LUTZ; SCHERBOV, 1998). Frequentist probabilistic projections provide a useful approach for assessing change and deviations of mortality outcomes from the most likely scenario by quantifying the uncertainty in terms of probability. However, this approach has some problematic issues

that still remain to be solved. For instance, Girosi and King (2008) argue that the properties of the model developed by Lee and colleagues will not fit demographers' beliefs as to the future patterns of mortality. Also, it is argued that the frequentist probabilistic approach does not address the uncertainty of confidence intervals and of population estimates in an integrated approach (BIJAK, 2011).

Recently, Bayesian statistics have been stirring up interest in a variety of scientific fields as a result of the development of analytical tools and methods and the advancement of computational techniques. In demographic forecasting the Bayesian theory provides a clear framework to deal with both uncertainty and subjective assumptions. It also provides straightforward tools for making predictions (ALKEMA et al., 2011; BIJAK, 2011; DAPONTE et al., 1997; GIROSI; KING, 2008; PEDROZA, 2006). In this context, there is a growing opinion in the mainstream of population forecasting that the future belongs to Bayesian probabilistic predictions (BIJAK, 2011; GIROSI; KING, 2008).

While there have been clear advancements towards sophisticated population forecasts in academic research, equivalent advancements in demographic practice are still incipient. For instance, in 2010 the UN Population Division began developing probabilistic projections for the total fertility rate (TFR) in their 2010 Revision of the World Population Prospects in collaboration with researchers from the Center for Statistics and the Social Sciences (CSSS) at the University of Washington (ALKEMA et al., 2011; CHUNN et al., 2010; RAFTERY et al., 2012, 2014). Currently, the 2012 Revision of the World Population Prospects derives probabilistic projections of total fertility, and life expectancy at birth, for all countries and areas (UNITED NATIONS, 2013). In Brazil, population forecasts are developed by the Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE) following the most likely scenario for total fertility rates, life expectancy and child mortality rates, and no uncertainty measure is provided with their estimates (IBGE, 2008). However, if decision makers were able to explicitly deal with forecast uncertainty, this would lead to better decision making. For instance, educational policy makers may benefit from probabilistic estimates of the number of children in order to draw up relevant measure (KEILMAN, 2008). Meaningful applications may also be speculated for public health services and pension systems.

Given the promising advances in Bayesian population projections and the fact that improvements in demographic forecasts can definitely contribute to better policy decisions, my goal with this paper is to critically review the state of the art in the field of population projections. My focus, however, is to review how uncertainty is incorporated into the derivation of population estimates, and also to evaluate the merits and limitations of each framework in demographic applications. I also focus on a detailed explanation of the research on Bayesian formulations for mortality, fertility and migration projections. I believe that, in the near future, the Bayesian paradigm will be the predominant approach to population projections, since it combines expert opinion, information that demographers have readily available from their empirical analyses and sophisticated statistical and computational methods to deal with

uncertainty.<sup>1</sup> Furthermore, the Bayesian framework offers elegant and appropriate solutions to missing data problems.

It is hoped that this paper will increase the awareness of the academic demographic community on the importance of the availability of forecasts with their respective uncertainties to improve policy planning and evaluation. Also, concern for the development of robust population forecasts will enhance communication among demographers by allowing better observation of the sources of uncertainty in the estimates.

## **Population projections: state of the art**

In this section I provide a brief overview of recent advances in the field of population projections. I describe the classical cohort-component model and then present the frequentist probabilistic projection model. Finally, I discuss the Bayesian projection model.

### *Classical cohort-component model*

The cohort-component method is widely used by demographers to make population projections (ARRIAGA et al., 1994). This method is based on the demographic balancing equation, which states that the future population is a function of the previous population plus the number of births and the number of immigrants, minus the number of deaths and the number of emigrants. In short, this method is applied for each sex and age group and relies on separate models for the demographic components – fertility, mortality and migration – which are later combined using the balancing equation to derive population totals (PRESTON et al., 2000).

The first step in the cohort-component method is to derive a base mid-year population. By evaluating the quality of this initial measure through experience and scientific knowledge, the demographer may adjust this population for age misreporting and under- and/or over-enumeration (PRESTON et al., 2000). Next, the demographer works on assumptions regarding fertility levels. In general, the total fertility rate is projected and then a set of age-specific fertility rates is assumed for the projection horizon. The same rationale is applied to the projection of mortality, where the life expectancy is projected and a set of age-specific death rates is assumed. Then, based on empirical regularities and judgments, the demographer assumes a level and pattern of net migration rates. These three sets of age-specific rates – fertility, mortality and migration – are applied to the base population to derive the projected population in a given year.

The deterministic approach to the cohort-component model is currently the dominant projection practice in demography. In its deterministic version, uncertainty in the cohort-component model is usually incorporated through the demographer's judgment of the most likely set of elements that will result in future changes in fertility, mortality and migration components. Generally a single-variant deterministic projection is derived, that is, "a single,

---

<sup>1</sup> Specifically in the population projections field, see, for instance, the *bayesTFR*, *bayesLife*, *bayesPop* and *bayesDem R* packages (RAFTERY et al., 2014).

best-guess population projection that assumes moderate levels of fertility, life expectancy, and migration in the future” (O’NEILL, 2005, p. 231).

To allow for some degree of uncertainty, the UN approach developed multi-variant projections until the 2008 Revision (UNITED NATIONS, 2009). In this approach, various scenarios were developed to reflect uncertainty around fertility levels, although not in probabilistic terms. A clear limitation of the scenario approach resides in the lack of integrated assessment. As Lee (1992) points out, UN medium variants are carefully treated by the specialists, while the high and low variants are the result of simplistic assumptions. Moreover, users may interpret that the interval between the high and low variants contain the actual future values for the population size, when in fact this interval has no probabilistic meaning (LEE; CARTER, 1992; LEE, 1992).

*Frequentist probabilistic projection model*

As a response to the limitations of deterministic models in providing consistent measures of uncertainty to demographic estimates, a probabilistic model for mortality projection was proposed by Lee and colleagues in the early 1990s. Known as the Lee-Carter model, it is now used by the U.S. Census Bureau as a benchmark for its population forecasts.

The Lee-Carter (LC) model allows the derivation of long-term forecasts of the level and age pattern of mortality and fertility and is based on matrix algebra. In this review I will discuss further the application of the LC model to project mortality rates. Consider  $m$  as a matrix of log-mortality rates,  $m = A \times T$ , where  $A$  refers to the number of age groups and  $T$  to time periods. The entry in the  $a$ -th row and  $t$ -th column of a matrix  $A$  is  $m_{a,t}$ , the central death rate for age group  $a$  in year  $t$ . The LC model postulates a linear relationship between the log-death rates and a parameter  $k$ :

$$\ln(m_{a,t}) = \alpha_a + \beta_a k_t + \varepsilon_{a,t} \quad (1)$$

where the average shape of the age profile is given by the  $\alpha_a$  coefficients and  $\beta_a$  gives the deviations from the average age profile when  $k$  varies. Since Eq. 1 is not estimable, a least-squares solution is found by using the first element of the singular value decomposition (LEE; CARTER, 1992). Since the solution for this problem may not be unique, the authors impose two restrictions to the model:

$$\sum_{a=1}^A \beta_a = 1 \quad (2)$$

$$\sum_{a=1}^A K_t = 0 \quad (3)$$

From Eq. 2, it implies that  $\alpha_a$  is the empirical average of the log-mortality rate in age group  $a$ . Since it is assumed that the disturbance term is normally distributed, it follows that:

$$m_{a,t} \sim N(\mu_{a,t}, \sigma^2) \quad (4)$$

in which the average estimator for  $m_{a,t}$  is given by:

$$\mu_{a,t} = \bar{m}_a + \beta_a k_t \quad (5)$$

Hence, the LC method assumes the absence of age and time interactions. That is,  $\beta_a$  is fixed over periods for all  $a$ , and  $k_t$  is fixed by age groups for all  $t$ . After estimating the parameters using a single-value decomposition, forecasts are conducted assuming that  $\beta_a$  is constant over time and employing an ARIMA model to the series of  $k$ . The authors found that a random walk with drift was appropriate for their data (LEE; CARTER, 1992), and their model allowed the computation of confidence intervals for the projected life expectancies.

Besides being a pioneer step in the application of a probabilistic method to demographic forecasts, the LC model has other very appealing characteristics. First, it is relatively simple and parsimonious, with a small number of parameters. Second, it relies on a relational model, preserving important features of the mortality pattern of the population of interest (LEE; MILLER, 2001). Also, the LC model may be applied to other applications besides the projection of mortality rates. For instance, Rodrigues (2010) implemented the LC approach to model hospitalization rates for Brazil.

Despite its manageability and applicability to several different demographic applications, the LC model nonetheless has its limitations. Girosi and King (2008) argued that the LC model tends to perform well on the short run, given slow changes in mortality, but it may lead to inconsistent long-run forecasts. Also, the LC model may produce implausible changes in projected age profiles given the independence of separate age-group forecasts. Furthermore, Thomas (2002) argued that the model tends to gradually forget the age pattern of death rates when it approaches low levels of mortality, and nothing prevents death rates from falling to zero in the LC model. Lee himself recognized that the confidence interval for the forecasts tends to be narrow as a result of the low entropy of the survival curve in contexts of high-levels of life expectancy (LEE, 2000).

Despite these restrictions, the methodological coherence of the LC model was an important breakthrough in demographic projections. Since it was introduced, several authors have worked to develop stochastic methods for this purpose (LEE; TULJAPURKAR, 1994).

### *Bayesian probabilistic projections*

Bayesian inference implies a subjectivist stances. By subjectivist stance, I mean a way of thinking whereby a probability is assigned to uncertainty. If an individual is coherent, then uncertainty measures follow the laws of probability (DE FINETTI, 1937). Second, Bayesian statisticians hold that empirical evidence is relevant to the understanding of a given phenomenon, but they also consider prior knowledge when making inferences.

Formally, the Bayesian paradigm postulates that, for an unknown quantity  $\theta$  and sample information provided in a vector  $x$ , the likelihood function  $L(x|\theta)$  provides empirical information on  $\theta$ : it is the probability of observing the sample given  $\theta$ . The prior distribution  $\pi(\theta)$  represents the initial uncertainty on  $\theta$ . Hence, the Bayesian inference on  $\theta$  is made in terms of the posterior distribution,  $\pi(\theta|x)$ , where:

$$\pi(\theta|x) \propto \pi(\theta)L(x|\theta) \quad (6)$$

In short, the Bayesian approach assumes the existence of a probability distribution that includes the knowledge, intuition or belief of a researcher with respect to the possible values of  $\theta$ , unconditional on the empirical evidence available from data. Hence, the essence of Bayesian inference is to transform prior beliefs and uncertainty about  $\theta$  and  $\pi(\theta)$  to the posterior knowledge,  $\pi(\theta|x)$ , by incorporating empirical evidence,  $L(x|\theta)$ .

The Bayesian paradigm offers appealing features for demographic forecasting. The issue of uncertainty in population forecasts requires the use of many subjective assumptions. To address this issue, the Bayesian framework is appropriate because knowledge and beliefs can be expressed in terms of the prior distribution. Also, forecasts are a natural analytical tool of Bayesian inference: the predictive distribution for  $\theta$  can be computed through the posterior distribution. In the past, Bayesian analysis was limited by the computing resources available at each moment, but, with recent developments in computing and analytical methods, complex tasks can now be carried out. There is an increasing interest in conducting Bayesian demographic analysis, and studies have been developed to model fertility schedules in small areas (ASSUNÇÃO et al., 2005, 2002; POTTER et al., 2010). In the field of projections, it is worth noting the work of Girosi and King (2008), which employed a Bayesian hierarchical model to predict mortality rates using information pooling from similar cross-sections (i.e., age groups, countries). Bijak (2011) applied the Bayesian paradigm to model and project the path of international migration in Europe. More details on the methodology of Bijak (2011) and Girosi and King (2008) are described in the next section, which is devoted solely to Bayesian formulations.

Recently, a team from the Center for Statistics and the Social Sciences (CSSS) at the University of Washington developed population estimates using Bayesian methods (ALKEMA et al., 2011; CHUNN et al., 2010; HEILIG et al., 2010; RAFTERY et al., 2012). Their approach followed the cohort-component model, but mortality and fertility were modeled using a Bayesian framework. Their Bayesian model employed to project total fertility is composed of two steps. The first model is aimed at projecting total fertility rates (TFR) in a first phase of the fertility transition, in which fertility decreases from high to low levels, reaching replacement-level. The team used a Bayesian approach to estimate the parameters of a bi-logistic function fitted for data for most countries worldwide, and the posterior distribution of the parameters for each country reflects its own fertility decline as well as the experience of all countries combined. A second model was used to project the second phase of fertility transition, when low fertility prevails: using a first-order autoregressive time-series frequentist model with a mean set at replacement-level, they generated random fluctuations of the TFR around the mean. For the mortality projection, a Bayesian model was employed to predict future paths of male life expectancy and female life expectancy assuming country-specific sex differentials observed in UN Population Division Projections. The CSSS team has not attempted to produce a probabilistic projection of international migration. From projected paths of future fertility and mortality, the scholars produced median population estimates with the paths corresponding to the 95 percent confidence intervals for all countries over the 2010-2050 period.

## Advancements in population projections using the Bayesian approach

### Mortality

The Bayesian model for mortality projections proposed here is inspired by the work of Girosi and King (2005). These authors presented a Bayesian hierarchical modeling approach for predicting mortality rates by pooling information from similar cross-sections (i.e., age groups, countries). By incorporating considerable information that demographers have on observed mortality data and future patterns, their model shows outstanding performance.

Girosi and King’s model is formalized as follows. Consider  $i, i = 1, \dots, N$  cross-sections and  $t, t = 1, \dots, T$  time periods. We observe  $d_{it}$ , which is the number of deaths in the cross-section  $i$  and time  $t$ . Define the log-mortality rate  $m_{it}$  as:

$$m_{it} = \frac{d_{it}}{p_{it}} \quad (7)$$

where  $p_{it}$  is the population at the cross-section  $i$  and time  $t$ . We assume a linear specification for the log-mortality:

$$m_{it} \sim N(\mu_{it}, \sigma_i^2) \quad (8)$$

$$\mu_{it} = Z_{it} \beta_i \quad (9)$$

where  $\mu_{it}$  is the expected log-mortality rate,  $m_{it}$  is assumed independent over  $t$  conditional on  $Z$ . Girosi and King noted that  $Z$  may include lagged terms of  $m_i$ .

The Bayesian model for the log-mortality rates assumes that the parameters  $\sigma_i^2$  and  $\beta_i$  are unknown and fixed quantities, and that their a priori uncertainty is expressed in terms of probability distributions. For  $\sigma$ , the prior distribution is  $P(\sigma)$ . For  $\beta$ , assume that its prior distribution is a function of hyperparameters  $\theta$ ,  $P(\beta|\theta)$ . Hyperparameters are defined as the parameters of a prior distribution, which are also random and have a hyperprior distribution,  $P(\theta)$ . The functional form of  $P(\sigma)$  and  $P(\theta)$  are chosen to be non-informative (flat). That means that  $\sigma$  and  $\theta$  are uniformly distributed between  $-\infty$  and  $+\infty$ . Put simply, the mean and variance of  $\sigma$  and  $\theta$  are set to be diffuse so they do not have an important effect on the results. On the other hand,  $P(\beta|\theta)$  is assumed to be highly “informative” in the sense that it is implemented by using the following kind of prior knowledge: “similar” cross sections (as defined by adjacent countries or age-groups) should have “similar” coefficients.

Assuming that a priori is independent of  $\beta$  and  $\theta$ , the posterior distribution is given by:

$$P(\beta, \sigma, \theta | m) \propto P(m | \beta, \theta) [P(\beta | \theta) P(\theta) P(\sigma)] \quad (10)$$

where the prior distribution is  $P(\beta, \sigma, \theta) \equiv P(\beta | \theta) P(\theta) P(\sigma)$ . We can summarize updated information using the posterior mean (Bayes estimator):

$$\beta^{Bayes} = \int \beta P(\beta, \sigma, \theta | m) d\beta d\sigma d\theta \quad (11)$$

Given this information, Girosi and King described three methods for forecasting: forecasting covariates; autoregressive models; and lagged covariates. Based on experimentation, the authors emphasized that the third strategy is preferable because it allows for a combination of statistical methods and expert judgment.

The great challenge in Girosi and King's approach is to define a prior distribution for  $\beta$ . Specifying a prior on the vector  $\beta$  requires nonsample knowledge about it, as I argued above. Because  $\beta$  refers to population measures, this vector does not always imply causal effects. The authors illustrated this issue by assuming tobacco consumption as covariate to explain changes in mortality. Even though this relationship is clear at the individual level, the relationship between tobacco consumption and lung mortality may be confused at the aggregate level by the country's development level. Also, demographers may feel uncomfortable regarding opinions about the similarity of coefficients. Rather, they may know fairly precisely how the expected value of mortality varies across cross sections.

To overcome limitations in the specification of a prior distribution of the coefficients, Girosi and King proposed a two-step strategy. First, they derive a prior density of the expected value of the mortality rates. Then, priors on the regression coefficients are specified. Priors on the expected value of the mortality rates are set based on genuine prior knowledge of age, time and country trends using a smooth approximation. As a result, posterior distributions are derived for the parameters using a Markov Chain Monte Carlo (MCMC) approach.

Finally, besides the inclusion of covariates, Girosi and King's model allows for five sources of prior knowledge: the age profile toward which the forecasts will tend, due to the smoothing imposed; the cross sections across which the researcher expects to see similar levels or trends in log-mortality; the degree of similarity and smoothing by setting the weight of the prior; the degree of smoothing imposed in different areas by choosing weights and relaxing the prior; and our ignorance, by setting the content of the null space, which is the portion of the forecasts that depend entirely on the data and are not influenced by the prior.

In summary, the appealing feature of Girosi and King's model is precisely the incorporation of prior knowledge for constructing projections within a sophisticated statistical framework. Thus, I believe that this method of projection of mortality seems to be quite adequate for demographic projections.

### *Fertility*

The best known Bayesian model for projecting fertility was developed by the CSSS team to simulate future values of the total fertility rate (TFR) for all countries (ALKEMA et al., 2011). Their approach accounts for three stages of the fertility transition: Phase I, Pre-Transition with Stable and High-Fertility; Phase II, Fertility Transition; and Phase III, Post-Transition and Low Fertility. However, models were developed only for Phases II and III as all countries have begun their demographic transition, and only the Phase II model is adopted in a Bayesian paradigm.

The model for the fertility transition can be briefly described as follows. Five-year decrements in the TFR are decomposed into a systematic decline plus random disturbances. The decline function is evaluated according to the level of the TFR at time  $t$  for country  $c$ ,  $f_{c,t}$ , and to some country-specific parameters  $\theta_c = (\Delta_{c1}, \Delta_{c2}, \Delta_{c3}, \Delta_{c4}, d_c)$  using a double logistic specification:

$$g(\theta_c, f_{c,t}) = \frac{-d_c}{1 + \exp\left(-\frac{2 \ln(9)}{\Delta_{c1}} (f_{c,t} - \sum_{i=1}^4 \Delta_{ci} + 0.5 \Delta_{c1})\right)} + \frac{d_c}{1 + \exp\left(-\frac{2 \ln(9)}{\Delta_{c3}} (f_{c,t} - \Delta_{c4} - 0.5 \Delta_{c3})\right)} \quad (12)$$

where  $U_c = \sum_{i=1}^4 \Delta_{ci}$  refers to different starting levels of the TFR decline,  $\Delta_{c4}$  refers to the level at the end of the transition,  $d_c$  refers to the overall pace of the fertility transition and the ratio  $\Delta_{ci}/(U_c - \Delta_{c4}), i = 1,2,3,4$  refers to differences in the timing of acceleration or deceleration in the pace of decline. Hence, each value of the decline parameters,  $\theta_c = (\Delta_{c1}, \Delta_{c2}, \Delta_{c3}, \Delta_{c4}, d_c)$ , refers to a special case of fertility decline.

As in Girosi and King’s model described previously, the CSSS team employs a Bayesian hierarchical model as a strategy to estimate the decline parameters  $\theta_c$  and their associated uncertainty. This model allows estimating the parameters for a given country taking into account information from other countries. This is an appealing feature of their model, as there are few observations for each country and values for each country gravitate toward a world mean. In other words, the Bayesian hierarchical model assumes that the prior distribution for the decline parameters is best described by the range of the decline parameters for all countries. Next, the prior distribution is updated using a country’s observed decline. Therefore, the posterior distribution summarizes information on a world pattern of fertility decline and the country’s experience. Computations are performed using MCMC algorithms.

In sum, the approach to project fertility levels proposed by the CSSS team is promising. However, it is not completely grounded in the Bayesian paradigm – only the demographic transition phase is modeled using a Bayesian hierarchical model. Therefore, further developments in this area are strongly encouraged.

### Migration

It is widely recognized by demographers that migration is the most complex component of demographic change. As Coleman (2008, p. 453) stated:

Of the three components of demographic change, data on migration are far below the quality of those on birth and death. Of the three, its theory is the least satisfactory, its trend by far the most volatile, and its future by far the most difficult to forecast. It is the only demographic component, at least potentially, under substantial and direct policy influence, which adds to the difficulty of prediction. Even its definition is unsatisfactory.

Although clearly overstated, Coleman’s argument summarizes some of the challenges involved in migration modeling and forecasting. Hence, future migration estimates are generally subject to considerable errors, which prevent derivation of accurate forecasts (KEILMAN, 2008).

Despite the difficulties described above, there is an increasing need for more accurate forecasts of migration flows. On one hand, policy makers are interested in numerical estimates of migrants to evaluate, for instance, their impact on labor markets. On the other hand, migration forecasts are inputs for population forecasts. Despite their importance and

probably due to the challenges in measurement and modeling, future migration flows are generally: projected using deterministic or scenario approaches; projected stochastically, but sometimes simplistically; or ignored (BIJAK, 2011).

However, uncertainty is definitely an important component in migration studies, perhaps more so than in fertility and mortality. To deal with uncertainty in migration projections, there are clear advantages of the Bayesian framework: as migration is a complex and multidimensional phenomenon and is therefore subject to a high level of uncertainty, the Bayesian paradigm offers a suitable approach.

As far as I know, the work of Bijak (2011) is one of the first attempts to summarize existing efforts to conduct migration forecasting and to compare different Bayesian models to derive migration estimates. Bijak claims that an averaging approach is desirable because there is no clear evidence towards a unique model that would provide better migration estimates. Hence, the Bayesian forecast averaging model allows for merging of the features of various predictive models and providing an interesting strategy to account for the uncertainty. The application of Bayesian models for migration modeling is a very novel approach in demographic forecasting, which will require a great deal of research. This method, nevertheless, will not be formalized in this article.

## Conclusion

In this paper I critically review the state of the art in population projections, focusing on how uncertainty is handled in each approach. I gave a special focus to novel Bayesian methods to produce population forecasts. I believe that the development of Bayesian demographic forecasts promises three important advantages for demographic research. First, such an approach represents a formal and probabilistic framework to deal with uncertainty; second, it will improve communication among demographers by allowing for greater flexibility in reflecting demographic beliefs; and third, it will provide a range of future estimates of the demographic components for policy makers. This approach is certainly promising and is at the frontier of knowledge in demography.

## References

ALKEMA, L.; RAFTERY, A. E.; GERLAND, P. et al. Probabilistic projections of the total fertility rate for all countries. **Demography**, v. 48, n. 3, p. 815-839, Aug. 2011.

ARRIAGA, E.; JOHNSON, P.; JAMISON, E. **Population analysis with microcomputers**. Washington D.C.: U.S. Census Bureau, 1994, v. II (Extract B).

ASSUNÇÃO, R. M.; POTTER, J. E.; CAVENAGHI, S. M. A Bayesian space varying parameter model applied to estimating fertility schedules. **Statistics in Medicine**, v. 21, n. 14, p. 2057-2075, 2002.

ASSUNÇÃO, R.; SCHMERTMANN, C.; POTTER, J.; CAVENAGHI, S. Empirical bayes estimation of demographic schedules for small areas. **Demography**, v. 42, n. 3, p. 537-558, 2005.

BIJAK, J. **Forecasting international migration in Europe: a Bayesian view**. New York: Springer, 2011.

CHUNN, J. L.; RAFTERY, A. E.; GERLAND, P. **Bayesian probabilistic projections of life expectancy for all countries**. [S.l.]: University of Washington, 2010.

COLEMAN, D. The demographic effects of international migration in Europe. **Oxford Review of Economic Policy**, v. 24, n. 3, p. 452-476, 21 Set. 2008.

DAPONTE, B. O.; KADANE, J. B.; WOLFSON, L. J. Bayesian demography: projecting the Iraqi Kurdish population, 1977-1990. **Journal of the American Statistical Association**, v. 92, n. 440, p. 1256-1267, 1 Dec. 1997.

DE FINETTI, B. La prevision: ses lois logiques, ses sources subjectives. **Reprinted in breakthroughs in statistics: foundations and basic theory (1992)**. [S.l.]: Ann. Inst. Henri Poincaré, 1937.

GIROSI, F.; KING, G. **Demographic forecasting**. Princeton, NJ: Princeton University Press, 2008.

HEILIG, G.; BUETTNER, T.; LI, N. et al. **A probabilistic version of the United Nations World population prospects: methodological improvements by using Bayesian fertility and mortality projections**. Lisbon, Portugal: [s.n.]. Available at: <[http://esa.un.org/peps/doc/S6\\_WP\\_14\\_Lisbon%20proceedings\\_Rev7.pdf](http://esa.un.org/peps/doc/S6_WP_14_Lisbon%20proceedings_Rev7.pdf)>. 28 Apr. 2010

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Projeção da população do Brasil por sexo e idade, 1980-2050**: revisão 2008. Rio de Janeiro: IBGE, 2008.

KEILMAN, N. European Demographic forecasts have not become more accurate over the past 25 years. **Population and Development Review**, v. 34, n. 1, p. 137-153, 2008.

KEYFITZ, N. On future population. **Journal of the American Statistical Association**, v. 67, n. 338, p. 347-363, 1 Jun. 1972.

LEE, R. The Lee-Carter method for forecasting mortality, with various extensions and applications. **North American Actuarial Journal**, v. 4, n. 1, p. 80-93, 2000.

LEE, R.; CARTER, L. Modeling and forecasting U. S. mortality. **Journal of the American Statistical Association**, v. 87, n. 419, p. 659-671, 1992.

LEE, R. D. Stochastic demographic forecasting. **International Journal of Forecasting**, v. 8, n. 3, p. 315-327, Nov. 1992.

LEE, R. D.; TULJAPURKAR, S. Stochastic population forecasts for the United States: beyond high, medium, and low. **Journal of the American Statistical Association**, v. 89, n. 428, p. 1175-1189, 1 Dec. 1994.

LEE, R.; MILLER, T. Evaluating the performance of the Lee-Carter method for forecasting mortality. **Demography**, v. 38, n. 4, p. 537-549, 2001.

LUTZ, W.; SANDERSON, W. C.; SCHERBOV, S. Expert-based probabilistic population projections. **Population and Development Review**, v. 24, p. 139-155, Jan. 1998.

LUTZ, W.; SCHERBOV, S. An expert-based framework for probabilistic national population projections: the example of Austria. **European Journal of Population/Revue Européenne de Démographie**, v. 14, n. 1, p. 1-17, 1998.

O'NEILL, B. C. Population scenarios based on probabilistic projections: an application for the millennium ecosystem assessment. **Population & Environment**, v. 26, n. 3, p. 229-254, 2005.

PEDROZA, C. A Bayesian forecasting model: predicting U.S. male mortality. **Biostatistics**, v. 7, n. 4, p. 530-550, 1 Oct. 2006.

POTTER, J. E.; SCHMERTMANN, C. P.; ASSUNÇÃO, R. M.; CAVENAGHI, S. M. Mapping the timing, pace, and scale of the fertility transition in Brazil. **Population and Development Review**, v. 36, n. 2, p. 283-307, 2010.

PRESTON, S.; HEUVELINE, P.; GUILLOT, M. **Demography**: measuring and modeling population processes. [S.l.]: John Wiley & Sons, 2000.

RAFTERY, A. E.; ALKEMA, L.; GERLAND, P. Bayesian population projections for the United Nations. **Statistical Science**, v. 29, n. 1, p. 58-68, Feb. 2014.

RAFTERY, A. E.; LI, N.; SEVCIKOVA, H.; GERLAND, P.; HEILIG, G. K. Bayesian probabilistic population projections for all countries. **Proceedings of the National Academy of Sciences**, v. 109, n. 35, p. 13915-13921, Aug. 2012.

RODRIGUES, C. G. **Dinâmica demográfica e internações hospitalares**: uma visão prospectiva para o Sistema Único de Saúde (SUS) em Minas Gerais, 2007 a 2050. Belo Horizonte: Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional – Cedeplar/Universidade Federal de Minas Gerais – UFMG, 2010.

THOMAS, B. Approaches and experiences in projecting mortality patterns for the oldest-old. **North American Actuarial Journal**, v. 6, n. 3, p. 14, 2002.

UNITED NATIONS. **World population prospects**: the 2008 revision, highlights and advance tables. New York: Department of Economic and Social Affairs, Population Division, 2009.

\_\_\_\_\_. **World population prospects**: the 2012 revision, highlights and advance tables. New York: Department of Economic and Social Affairs, Population Division, 2013.

WILSON, T.; REES, P. Recent developments in population projection methodology: a review. **Population, Space and Place**, v. 11, n. 5, p. 337-360, 2005.

## Author

*Raquel Rangel de Meireles Guimarães* is Associate Professor at the Department of Economics at Federal University of Paraná (UFPR). She has PhD degree in Demography from the *Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional – Cedeplar* of the *Universidade Federal de Minas Gerais – UFMG*, has master degree in International Comparative Education, from the Stanford University, and master degree in Demography from Cedeplar/UFMG.

## Address

Av. Prefeito Lothário Meissner, 632 - Térreo  
Jardim Botânico  
80210-170 - Curitiba/PR - Brasil

## Resumo

### *Incertezas nas projeções populacionais: o estado da arte*

O artigo apresenta, inicialmente, uma revisão crítica do estado da arte em projeções de população, focando em como a incerteza é tratada em três abordagens: no modelo clássico de coorte-componente; no modelo probabilístico frequentista; e no paradigma bayesiano. Em seguida, a análise se concentra sobre desenvolvimentos recentes nos modelos de projeções bayesianos de fecundidade, mortalidade e migração, os quais têm claramente se destacado na fronteira do conhecimento em demografia. Ao avaliar os méritos e limitações de cada abordagem, conclui-se que o paradigma bayesiano irá se destacar no futuro próximo como a abordagem mais promissora para as projeções de população, uma vez que combina a opinião de especialistas, as informações que os demógrafos têm disponíveis a partir de suas análises empíricas, assim como métodos estatísticos e computacionais sofisticados para lidar

com a incerteza. Assim, a disponibilidade de previsões demográficas acuradas que levem em conta a incerteza pode melhorar a comunicação entre os demógrafos, permitindo uma maior flexibilidade na determinação das previsões demográficas.

**Palavras-chave:** Projeções de população. Incerteza. Modelo de coorte componente. Abordagem frequentista. Abordagem bayesiana.

## Resumen

### *La incertidumbre en las proyecciones de población: el estado del arte*

El artículo presenta en primer lugar una revisión crítica del estado del arte sobre las proyecciones de población, centrándose en la forma en que se aborda la incertidumbre en tres enfoques diferentes: el modelo clásico de cohorte-componente, el probabilístico frequentista y el paradigma bayesiano. A continuación, el análisis se centra en la evolución reciente de los modelos de proyecciones bayesianos de la fecundidad, la mortalidad y la migración, que claramente se ubican en la frontera del conocimiento en demografía. A partir de la evaluación de las ventajas y limitaciones de cada enfoque, se concluye que el paradigma bayesiano se destacará en el futuro cercano como el abordaje más prometedor para las proyecciones de población, ya que combina la opinión de los expertos, la información de la que disponen los demógrafos a través de sus análisis empíricos y métodos estadísticos y computacionales sofisticados para lidiar con la incertidumbre. De este modo, la disponibilidad de pronósticos demográficos precisos que tengan en cuenta la incertidumbre puede mejorar la comunicación entre los demógrafos, permitiendo una mayor flexibilidad para elaborar las proyecciones demográficas.

**Palabras clave:** Proyecciones de población. Incertidumbre. Modelo de cohorte-componente. Enfoque frequentista. Enfoque bayesiano.

Recebido para publicação em 13/01/2013

Aceito para publicação em 19/11/2014

# Calibrated spline estimation of detailed fertility schedules from abridged data\*

Carl P. Schmertmann\*\*

I develop and explain a new method for interpolating detailed fertility schedules from age-group data. The method allows estimation of fertility rates over any fine grid of ages, from either standard or non-standard age groups. The new method, called the calibrated spline (CS) estimator, expands an abridged fertility schedule by finding the smooth curve that minimizes a squared error penalty. The penalty is based both on fit to the available age-group data, and on similarity to patterns of  ${}_5f_x$  schedules observed in the Human Fertility Database (HFD) and in the US Census International Database (IDB). I compare the CS estimator to a very good alternative method that requires more computation: Beers interpolation. The results show that CS replicates known  ${}_5f_x$  schedules from  ${}_5f_x$  data better, and its interpolated schedules are also smoother. The conclusion is that the CS method is an easily computed, flexible, and accurate method for interpolating detailed fertility schedules from age-group data. Users can calculate detailed schedules directly from the input data, using only elementary arithmetic.

**Keywords:** Fertility. Interpolation. Splines. Penalized least squares.

---

\* Data and R programs for replicating this paper's results are available online at <http://calibrated-spline.schmert.net/REBEP>.

\*\* Center for Demography and Population Health, Florida State University, Tallahassee, USA ([schmertmann@fsu.edu](mailto:schmertmann@fsu.edu)).

## Introduction

Demographers like precise data for exact ages, but unfortunately we often get the opposite – noisy sample estimates aggregated into wide age groups. Worse, sometimes the age groups do not cover the entire range of interest for the behavior under study. With abridged, partial, or noisy data, demographic calculations often require interpolation and extrapolation of age-specific rates.

In this paper I introduce a method for fitting detailed fertility schedules to coarse, possibly noisy data. The method exploits a large new dataset, the Human Fertility Database (HFD), to identify empirical regularities in fertility schedules by single years of age 12-54. It then uses these regularities in a penalized least squares framework to produce simple rules for expanding grouped data (usually  ${}_5f_x$  estimates) into detailed rates over an arbitrarily fine grid of ages that may extend outside the range of the original data (for example, below age 15 or above age 50).

The new method uses spline functions as building blocks, and identifies smooth fertility schedules that match group-level data closely while also conforming to patterns observed in the HFD. I call the result of the procedure a *calibrated spline* (CS) schedule. Its derivation uses some rather dense matrix algebra, but the end result is exceedingly simple: basic arithmetic with the grouped data and a set of predetermined constants.

## Notation and derivation of the calibrated spline estimator

In the next two sections I explain and derive the CS estimator. Readers uninterested in the mathematical details may, without difficulty, skip ahead to the penultimate paragraph of the next section, beginning with *The key point is...*

Suppose that the fertility schedule can be well approximated by a weighted sum of  $K$  continuous basis functions:

$$\phi(a) \approx \sum_{k=1}^K \theta_k b_k(a) = \underset{1 \times K}{b(a)'} \underset{K \times 1}{\theta} \quad (1)$$

over the reproductive age range  $[a, \beta]$ . In many applications demographers use a fine grid of ages  $\{a_1, \dots, a_N\}$  and assume that fertility is constant at some level  $f_i$  within each small interval  $[a_i - \frac{1}{2}\Delta, a_i + \frac{1}{2}\Delta)$ . In such applications the discrete version of  $\phi$  is an  $N \times 1$  vector:

$$f = \begin{bmatrix} f_1 \\ \vdots \\ f_N \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b'_1 \\ \vdots \\ b'_N \end{bmatrix} \theta = B \theta \quad (2)$$

where  $b'_i$  is a  $1 \times K$  vector containing the value of each basis function at  $a = a_i$ , and  $B$  is thus an  $N \times K$  matrix of known constants.

In general, the  $\{a_i\}$  grid can be arbitrarily fine, over any age range of interest, and there are many possible choices for the number and form of basis functions  $\{b_k\}$ . In the calculations in this paper,  $\alpha = 12$ ,  $\beta = 55$ ,  $N = 86$ ,  $\Delta = .50$ , there are separate fertility rates for intervals centered

at 12.25, 12.75, ..., 54.75. I use quadratic B-spline basis functions (BOOR, 1978; EILERS; MARX, 1996) over uniform knots at two-year intervals.<sup>1</sup>

When fertility data is reported as averages for age groups (call the groups  $A_1 \dots A_g$ ), we need multipliers for aggregating  $f$ . The  $N \times 1$  vector  $f$  is related to the  $g \times 1$  vector of group averages (called  $y$  from here on) by:

$$y = \begin{bmatrix} \bar{f}_1 \\ \vdots \\ \bar{f}_g \end{bmatrix} = G f = G B \theta \quad (3)$$

where  $G$  is  $g \times N$  with  $G_{ij} = \frac{I[a_j \in A_i]}{\sum_k I[a_k \in A_i]}$  and  $I[\cdot]$  is a 0/1 indicator function. The fine grid  $f$  is similarly related to single-year rates by:

$$\begin{bmatrix} {}_1 f_a \\ \vdots \\ {}_1 f_{\beta-1} \end{bmatrix} = S f = S B \theta \quad (4)$$

where  $S_{ij} = \Delta \cdot I[(a+i)-1 \leq a_j < (a+i)]$ .

### Objective and estimation strategy

Suppose that we observe  $y$ , a  $g \times 1$  vector of sample estimates for age group averages. We want to estimate the  $K$  spline weights  $\theta$  (and ultimately, the  $N$  elements of the discretized schedule  $f$ ) from the  $g$  estimates in  $y$ . When  $K > g$  (i.e., when there are more than  $g$  basis functions) fitting and estimation requires additional identifying information of some kind.

I propose two criteria for a good schedule  $f$ : it should (1) closely fit the observed data  $y$ , (2) have an age pattern similar to known single-year schedules – specifically, to schedules downloaded from the Human Fertility Database (HFD, 2012) and in the US Census International Database (SCHMERTMANN, 2003, file III). For these criteria, which I call fit and shape respectively, one can construct vectors of residuals that should be near zero for good schedules. These vectors are:

$$\begin{aligned} \text{Fit:} \quad \varepsilon_f &= y - G f = y - G B \theta \\ \text{Shape:} \quad \varepsilon_s &= M S f = M S B \theta \end{aligned} \quad (5)$$

The  $M$  matrix for shape residuals has a complicated construction, but a simple interpretation. Construction is as follows. I first assemble a  $43 \times 530$  matrix  $F$ , comprising 304 single-year ASFR schedules from the HFD over ages 12...54,<sup>2</sup> plus an additional 226

<sup>1</sup> Specifically, basis functions come from the  $bs(\cdot)$  function in R (R CORE DEVELOPMENT TEAM, 2011), with arguments  $x=seq(12.25, 54.75, .50)$ ,  $knots=seq(12,54,2)$ , and  $degree=2$ . I retain the third through twenty-first columns of the resulting matrix as an  $86 \times 19$  matrix  $B$ .

<sup>2</sup> The HFD version that I used has 1480 single-year schedules, many of which are from the same country in consecutive calendar years. In order to limit the overcounting of highly correlated schedules, I used every fifth year from each population – e.g., Austria 1953, 1958, ..., 2008, Bulgaria 1949, 1954, ..., 2009, and so on.

estimated single-year schedules from the US Census International Database (IDB) using the quadratic spline model and coefficients from Schmertmann (2003, file III).<sup>3</sup> Singular value decomposition  $F=UDV'$  yields orthonormal principal component vectors in  $U$ 's columns. The first three of these columns (call this  $4 \times 3$  matrix  $X$ ) account for approximately 95% of the variation in  $F$ , in the sense that projections of any single-year schedule  $s$  onto the column space of  $X$  have small errors:

$$e = s - \hat{s} = (I_{43} - P)s \quad (6)$$

where  $P = X(X'X)^{-1}X'$  is the projection matrix for the column space of  $X$ .

Defining  $M = (I_{43} - P)$ , shape residuals in Equation (5) represent the portion of a single-year schedule that is unexplained by linear combinations of principal components. In other words, shape residuals  $\epsilon_s$  in Equation (5) are large for single-year schedules that have age patterns unlike those observed in the HFD and IDB.<sup>4</sup>

Each criterion can be converted into a scalar index of a schedule's "badness" by calculating an appropriately weighted sum of squares. These scalar penalty terms have generic form:

$$P_c = \epsilon_c' V_c^{-1} \epsilon_c \quad c \in \{f, s\} \quad (7)$$

where  $V_c = E[\epsilon_c \epsilon_c']$  is the covariance of  $\epsilon_c$ .

The covariance matrix of fitting errors  $\epsilon_f$  can be approximated logically. Supposing that the estimates in the vector  $y$  represent ratios of births to an average of  $W$  women sampled in each age group, and that a typical age-specific rate is approximately 0.10, then with independent sampling errors across groups the covariance of  $\epsilon_f$  is:<sup>5</sup>

$$V_f = E(\epsilon_f \epsilon_f') \approx \left(\frac{1}{10W}\right) I_g \quad (8)$$

and its inverse is:

$$V_f^{-1}(W) \approx (10W) I_g \quad (9)$$

These assumptions are crude, but results are not very sensitive to them. The main point is that with large sample sizes, schedules that fit age group averages poorly get extremely heavy penalties.

For the covariance of shape residuals, we refer to the single-year schedules in the HFD. For each of the 1480 schedules ( $s$ ) in the HFD single-year data, one can calculate  $e_s = Ms$ . The average outer product of these HFD shape residuals serves as a covariance estimate:

$$V_s = \overline{(e_s e_s')} \quad (10)$$

<sup>3</sup> It is slightly clumsy to split the five-year IDB schedules into approximate single-year schedules in order to include them in the analysis, but adding these schedules is important. The HFD does not yet include countries from Africa and Asia that have very distinct age patterns – in particular African schedules often have relatively high fertility at ages 35+, and some East Asian schedules have extremely low fertility at ages below 25. Estimation of SVD principal components from a matrix that includes the wider variety of patterns in the IDB produces a much more representative set of "typical" age schedules.

<sup>4</sup> More precisely, a schedule  $f$  has large shape residuals when  $Sf$  lies far from the column space of  $X$ . It is possible for  $f$  to have low shape residuals even if it is unlike any observed schedule, if  $f$  is well approximated by a combination of principal components that has no counterpart in the database.

<sup>5</sup> The calculation assumes that  $B$ , the number of births to  $W$  women with true rate  $f$ , is a Poisson random variable with mean and variance  $Wf$ . A sample estimate  $y_k = B/W$  therefore has variance  $f/W$ .

$V_s$  provides information about which ages are likely to have large or small residuals, and about the age patterns among those residuals.<sup>6</sup>

Summing the penalties produces a single index that is appropriately calibrated to the available information about errors:<sup>7</sup>

$$\begin{aligned} P(\theta) &= P_f + P_s \\ &= \mathcal{E}'_f V_f^{-1} \mathcal{E}_f + \mathcal{E}'_s V_s^{-1} \mathcal{E}_s \\ &= (10W)(y - GB \theta)' (y - GB \theta) + (MSB \theta)' V_s^{-1} (MSB \theta) \quad (11) \\ &= \theta' Q_W \theta - 2\theta' R_W y + (10W)y' y \end{aligned}$$

where

$$Q_W = (10W)B'G'GB + B'S'M'V_s^{-1}MSB \quad (12)$$

and

$$R_W = (10W)B'G' \quad (13)$$

Because  $Q_W$  is positive definite, expression in Equation (11) has a unique minimum when weights are  $\theta^* = Q_W^{-1} R_W y$ . Thus, for estimated fertility rates  $y$  that come from samples of approximately  $W$  women per age group, the combination of basis function that minimizes the joint criterion in Equation (11) is a vector that I call the *calibrated spline* (CS) fit:

$$f^* = B \theta^* = B Q_W^{-1} R_W y = K_W y \quad (14)$$

The key point is that this complex derivation leads to a simple result: *the optimal schedule  $f$  is a linear function of the observed data  $y$* . Given a sample size, the  $N \times g$  matrix  $K_W$  contains predetermined constants, so that we can write the CS vector  $f^*$  as a weighted sum of  $g$  columns:

$$f^* = \begin{bmatrix} \vdots \\ K_W^{(\text{column } 1)} \\ \vdots \end{bmatrix} y_1 + \dots + \begin{bmatrix} \vdots \\ K_W^{(\text{column } g)} \\ \vdots \end{bmatrix} y_g \quad (15)$$

In principle, this framework allows a demographer to create customized, simple arithmetical rules for transforming fertility estimates from any set of  $g$  age groups into a schedule over an arbitrarily fine grid of  $N$  rates over any age span of interest. The method is particularly straightforward because the “parameters” for the empirical model are the estimated age-group fertility rates themselves, so that fitting the model requires only multiplication and addition.

In practice, researchers can simplify further by using one of the pre-calculated  $K_W$  matrices, for  $W=100, 1000, 10000, \text{ or } 100000$  and common age groups, available online at <http://calibrated-spline.schmert.net/REBEP>. For larger sample sizes, multipliers vary little from the  $W=100,000$  case; I recommend using the  $W=100,000$  constants for samples with  $W > 100,000$ . If the sample size is unknown, I recommend using  $W=1000$ . After selecting the right order of magnitude  $W$  for sample sizes a demographer can produce a schedule

<sup>6</sup> Adding a small constant to each diagonal element of  $V_s$  before inverting stabilizes results considerably. I add 0.1 times the median value of the diagonal elements from Equation (10).

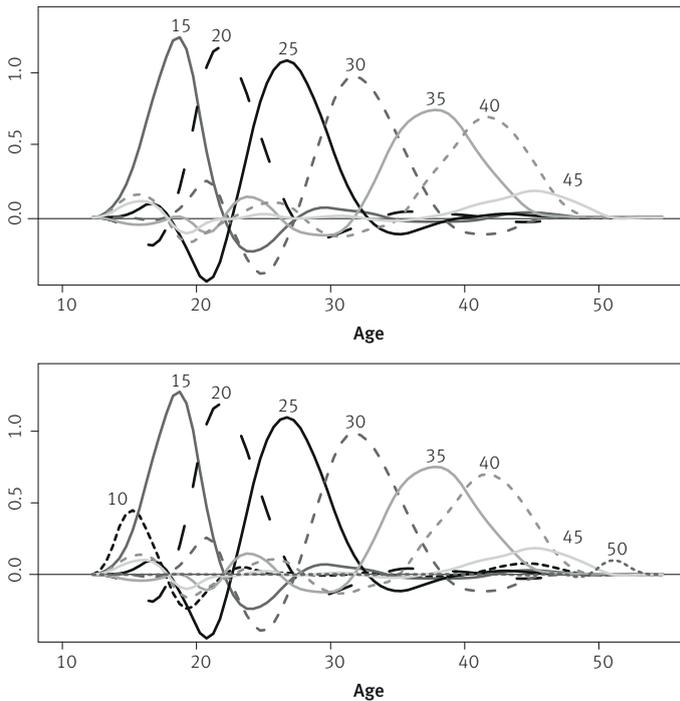
<sup>7</sup> There is also a natural Bayesian interpretation for this index: the fitting penalty comes from the log likelihood of a multivariate normal distribution, and the shape penalty terms come from an improper multivariate normal prior.

for ages 12.25, ... 54.75 directly from age group averages  $y$  by multiplying  $f^* = K_W y$  as in Equation (15).

### Example fits with HFD, IDB, and Brazilian data

The CS method outlined above works for any set of age groups, but I deal with two specific examples in the rest of this paper – cases in which (a) data are available for  $g=7$  age groups 15-19 through 45-49, as in the US Census International Database (IDB) and many other datasets, or (b) data are available for  $g=9$  five-year age groups 10-14 through 50-54, as in the HFD.<sup>8</sup>

**GRAPH 1**  
Empirical basis functions for a fitted schedule at half-year intervals over [12,55]



Source: Author's calculations based on Equation (14).

Note: Each line represents one column of  $K_{10000}$ . These curves are multiplied by 5fx values ( $g=7$  and  $g=9$  of them in top and bottom panels, respectively) and then summed to produce the final CS fit.

Graph 1 illustrates  $K_{10000}$  for the  $g=7$  and  $g=9$  cases, by plotting each column as a function of age. For example, a unit increase in estimated  $f_{15}$  changes  $f^*$  values at various ages by the height of the line labeled "15". A unit increase in estimated  $f_{20}$  changes  $f^*$  according to the

<sup>8</sup> For both of these cases, supplemental files at <http://calibrated-spline.schmert.net/REBEP> contain the calculated  $K_W$  matrices for sample sizes  $W = 100, 1000, 10000, \text{ or } 100,000$ . For the  $g=7$  case, the  $86 \times 7$  matrices of constants  $K_W$  appear in comma-delimited supplemental files K7-100.csv ... K7-100000.csv. For  $g=9$  the corresponding  $86 \times 9$  matrices appear in K9-100.csv... K9-100000.csv. Readers can adapt the supplemental programs to construct constants for other combinations of age grids, age groups, and average sample sizes.

line labeled “20”, and so on. Note that the range of estimated fertility  $f^*$  may extend beyond that spanned by the input data: in the  $g=7$  case the procedure produces estimated ASFRs below age 15 and above age 50, based on known regularities in the age pattern of rates.

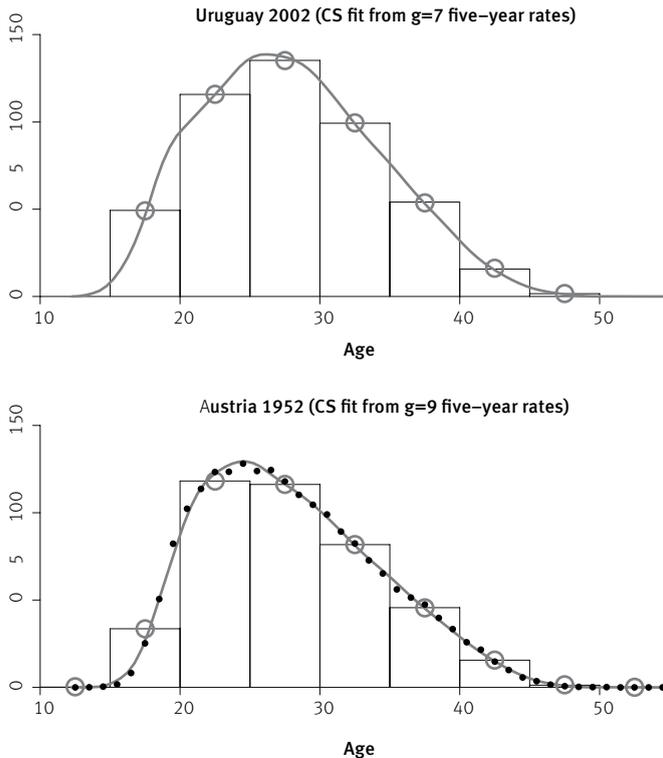
Using Equation (14) or (15), basis functions in Graph 1 are multiplied by the observed  $y$  values and then summed to produce complete CS schedules over  $[\alpha, \beta]$ . The top panel of Graph 2 illustrates the expansion of a set of  $g=7$  five-year estimates into half-year intervals, using IDB data from Uruguay. The input data for Uruguay, based on national data, are:

$$y_{URU} = 10^{-3} \times (49 \ 116 \ 135 \ 99 \ 54 \ 16 \ 2)'$$

United Nations data (UNSD, 2014) indicate that in 2002 there were approximately  $W=100,000$  Uruguayan women in each five-year age group, so  $K_{100000}$  based on  $g=7$  is the appropriate matrix to use.

Multiplying the  $y$  values by the columns of  $K$  and summing, as in Equation (15), produces an  $86 \times 1$  vector  $f^* = K y$ , for rates at half-year intervals over 12-55, shown in the top panel.

**GRAPH 2**  
**Calibrated spline (CS) schedules for Uruguay 2002 ( $g=7$ , top panel) and Austria 1952 ( $g=9$ , bottom panel), estimated at half-year intervals over [12,55]**



Source: Schmertmann (2003: Supplemental, file III) for Uruguay; HFD (2012) for Austria.  
 Note: Input data  $y$  in both cases are five-year rates (per 1000 women) in the histograms. Both CS schedules are calculated using  $K_{100000}$  multipliers. Large circles represent the averages of the CS fit over five-year intervals. Small dots in the bottom panel represent the original single-year data from Austria.

The age-group averages for the CS model do not exactly replicate the input data. For example, the average of the CS schedule over ages 35-39 in Uruguay is .0536, slightly lower than the original  ${}_5f_{35}$  value of .0540. This occurs because minimizing the penalty index in Equation (11) requires tradeoffs between model fit and the shape of schedule. The tradeoff for Uruguay was typical, in the sense that over all 226 IDB schedules, Uruguay's mean squared fitting error was closest to the median: half of IDB schedules have better CS fits to the  ${}_5f_x$  data, and half have worse.

The bottom panel of Graph 1 illustrates the CS schedule for Austria's 1952 period fertility, calculated from  $g=9$  five-year rates for age groups 10-14 through 50-54. There were approximately 250,000 women in each five-year age group in 1952 (HMD, 2014), so the calculation in the lower panel of Graph 2 also uses the  $K_{100000}$  multipliers. Austrian fertility rates for the nine five-year age groups were:

$$Y_{AUT1952} = 10^{-3} \times (.14 \ 34 \ 118 \ 116 \ 82 \ 46 \ 16 \ 1 \ .02)'$$

In this case one can check the accuracy of the CS fit, because Austria 1952 is one of 586 HFD schedules with  ${}_1f_x$  values over  $x=12...54$  that come directly from original data (rather than being interpolated from  ${}_5f_x$  or other group averages). These original  ${}_1f_x$  values appear as black dots in the lower panel of Graph 1, and it is clear that for this schedule the CS fit to the histogram matches the single year data well: the root mean squared error (RMSE) across all 43 ages is 0.0019. This is close to the seventy-fifth percentile of RMSE over the 586 complete single-year schedules in the HFD. Thus the Austria 1952 fit to the single-year data in Graph 2 is actually worse than average: three-fourths of CS fits from five-year data match the original single-year schedule more accurately, while approximately one quarter of fits to HFD data are more accurate.<sup>9</sup>

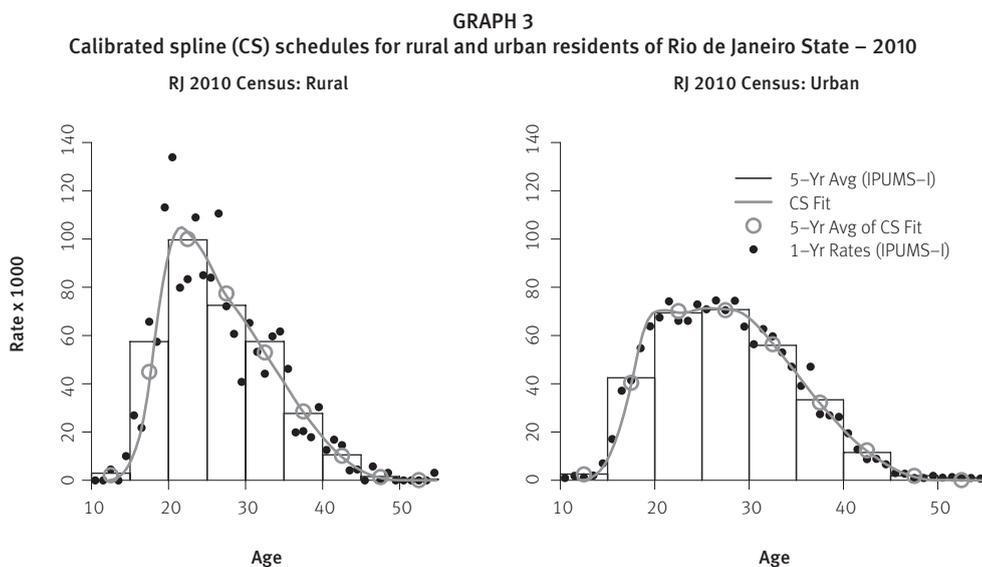
Graph 3 shows example fits to subnational data, for rural and urban residents of the Brazilian state of Rio de Janeiro. The plots use 2010 Demographic Census data (IBGE, 2010), downloaded as a five percent microdata sample from the IPUMS-International website (MPC, 2014). Solid dots in the graph represent single-year fertility rates  ${}_1f_x$ , calculated from reported births in the previous year. These rates are quite noisy for rural residents, because unweighted sample sizes are modest. Over ages 10-54, the IPUMS sample for women in rural Rio de Janeiro contains a median of 202 records at a single year of age, and a median of 1024 records in a five-year age group. In contrast, urban  ${}_1f_x$  estimates are much less affected by sampling variability (median urban sample size is 4007 for single years, and 20,231 for the five-year groups).

Graph 3 illustrates the need for smoothing  ${}_1f_x$  estimates, especially in the rural case. The high volatility of  ${}_1f_x$  over small age ranges is implausible, and clearly due more to sampling variability than to any real patterns in Brazilian fertility.

<sup>9</sup> 99.7% of fitted single-year rates with the CS model are within .01 of the equivalent HFD data. The largest CS fitting error over the 586 complete single-year schedules is for 19-year-olds in the Czech Republic in 1991: true and fitted rates were .140 and .120, respectively. This error arises because Czech 1991 rates had an unusually steep rise over ages 16-20, which the CS model does not replicate precisely.

However, Graph 3 also illustrates how the standard smoothing method (i.e., aggregating into five-year groups and treating the  ${}_5f_x$  rates as constant within groups) obscures important details of the true age pattern. In particular, aggregating into  ${}_5f_x$  hides a very steep rise in rates over ages 15-19, and steep declines over ages 30-34 and 35-39.

The CS fit, which expands  ${}_5f_x$  values into a historically plausible schedule over a fine grid of ages, represents a better compromise. The CS model smooths away much of the sampling noise, without loss of age detail. In this case, as in the Austrian data shown earlier, the CS model (calculated only from the heights of the histograms in each panel) does in fact represent the underlying single-year rates well.



Source: MPC (2014).

Note: . Data from IPUMS-I (2014) samples. In both cases y is the  $g=9$  vector of five-year rates, for ages 10-14...50-54; these are plotted as histograms. Large circles represent the average of the CS schedule over a five-year interval. Small dots are single-year rates. Calculations for rural women use  $K_{1000}$  (based on median unweighted sample size  $W=1024$ ); calculations for urban women use  $K_{10000}$  (based on  $W=20,231$ ).

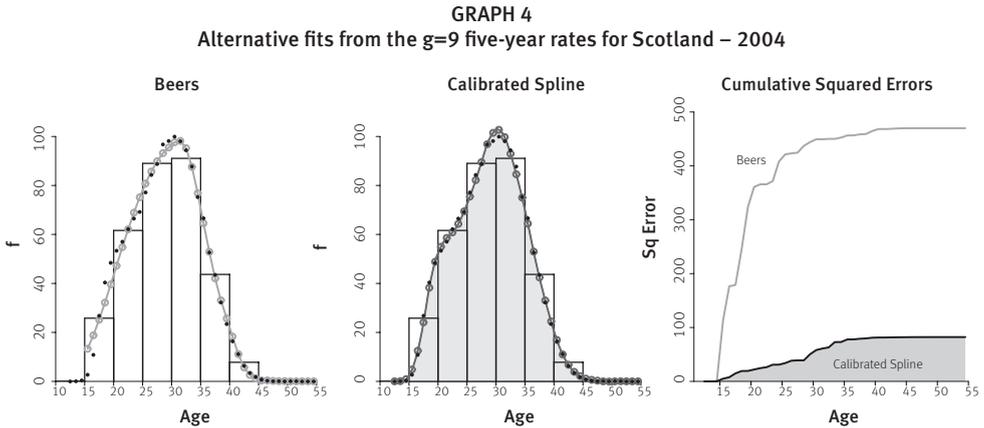
### Comparative accuracy of CS vs. Beers interpolation

Researchers from Columbia University and the UN Population Division (LIU et al., 2011) recently used HFD data to compare the accuracy of several interpolation methods for fertility schedules. They concluded that the best overall method for recovering single-year age-specific rates from five-year averages was a variant<sup>10</sup> of Beers's ordinary osculatory interpolation method (SHRYOCK; SIEGEL, 1975, Table C3).

Because the Beers interpolation approach was selected in an earlier "competition", it is valuable to compare it to the CS approach over a wide range of schedules. Graph 4 offers

<sup>10</sup> The Beers method often generates negative rate estimates at ages <20 and 40+. In the Liu et al. (2011) variant, negative rates are replaced with exponential curves, which are then rescaled so that the five-year age group totals match the input data.

an initial example for a single schedule, showing the interpolated fits from the two methods for Scotland in 2004, and a summary of the fitting errors. Scotland had more than 100,000 women in each of the five-year age groups (NRS, 2014), so the CS fit in Graph 4 uses the  $K_{100000}$  multipliers.



Source: HFD (2012).

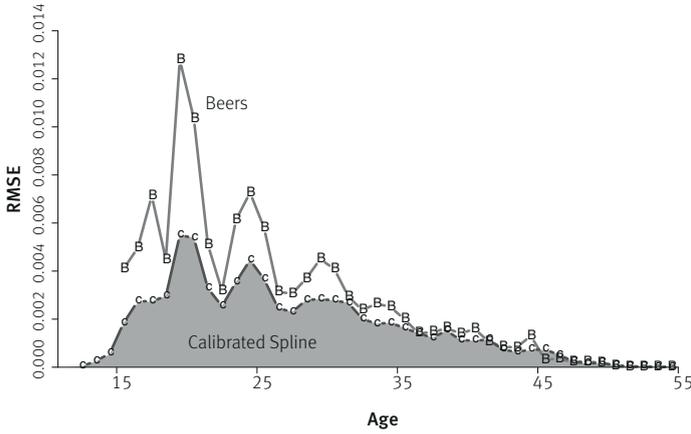
Note: Open circles are interpolated  $1/f_x$  values, in per 1000 terms. Solid dots are original single-year data from which five-year rates were calculated. Right panel illustrates cumulative sum of squared fitting errors over age.

Several features of Graph 4 deserve mention. Both methods produce interpolated schedules that fit the single-year rates well. For the Scotland 2004 schedule the CS method is generally more accurate at ages below 30, and unlike the Beers approach it captures the subtle inflection in rates for the early 20s. The Beers model fits the single-year data better at ages 40+ (in part because extra adjustment that Liu et al. make for negative predicted rates at ages 48-52 with these input data). Overall, the CS errors are smaller.

Moving from a single example to a global summary, Graph 5 summarizes the errors for the two methods over all 586 HFD schedules with known single-year rates, disaggregated by age. Notice:

- the vertical scale shows that average errors are very small for both methods;
- the sawtooth pattern of errors at ages below 35 shows that both interpolation methods fit single-year data better in the middle of five-year intervals than they do at the edges. This is an arithmetical property of interpolation when the underlying curve is approximately linear over five-year intervals: both the fitted and true schedules are likely to be close to the age-group average at the center of the age range;
- the pattern of comparative errors by age seen for Scotland 2004 in Graph 4 holds up across all schedules: calibrated spline fits are much better at ages below 40, while Beers fits (after fixing negative values) are slightly better at ages above 40;
- most importantly, the total of average errors (all ages combined) is lower for the CS approach.

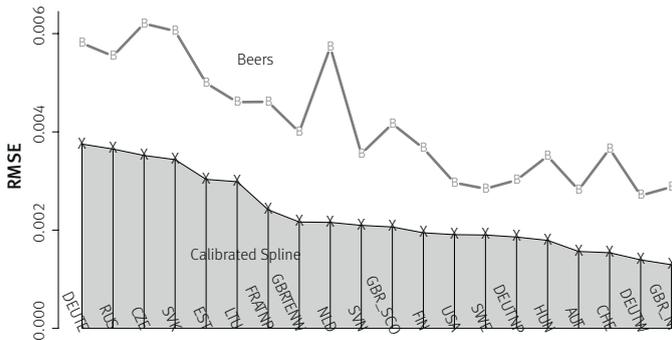
**GRAPH 5**  
 Root mean squared fitting errors by age. Calculated over HFD cells with original (rather than estimated) single-year rates



Source: HFD (2012).

It is also useful to summarize errors over different dimensions. Graph 6 offers a second global comparison of the methods, this time aggregating over ages and showing the average RMSE by country. Average interpolation errors are lower for the CS method in all 20 populations. Once again, both methods perform very well, but the CS method fits better than Beers.

**GRAPH 6**  
 Root mean squared fitting errors by country. Calculated over HFD cells with original (rather than estimated) single-year rates. Abbreviations from HFD



Source: HFD (2012).

Table 1 provides a final comparison of the methods, with slightly more quantitative detail about some of the potential problems that may occur when interpolating rates from abridged data. Section A of the table contain fitting errors (104) by age group and interpolation method, for (age, period, country) cells where the HFD's  $f_x$  values come from original data sources

rather than from a splitting algorithm. The CS method performs better overall, but at high maternal ages its fits are slightly worse than those of the adjusted Beers algorithm.

Section B reports measures of the roughness or wiggleness of interpolated schedules, summarizing second differences by age  $(f_{x+2} - f_{x+1}) - (f_{x+1} - f_x)$  with root mean squared values ( $\cdot 10^4$ ) across models fit to all 1480 HFD schedules (interpolation from  $g=9$  age groups) and all 226 IDB schedules ( $g=7$ ). Lower index values in Section B correspond to sets of interpolated schedules with fewer up-and-down wiggles and fewer local maxima in the interpolated single-year rates. Again the CS method performs better, producing smoother schedules.

Section C of Table 1 includes information on a performance criterion for which the CS method is inferior to the (adjusted) Beers approach: negative rate estimates. With the test data at hand, each method produces  $1706 \times 43 = 73358$  single-year rate estimates. In the original Beers approach (not shown in the table) approximately 12% of the estimates are negative and 3% are below  $-0.005$ . However, the Liu et al. variant used here eliminates all negative values through a post-processing algorithm.

**TABLE 1**  
Error summaries for alternative interpolation methods

	Beers	Calibrated spline
<b>A. Fitting errors (RMSE x 10<sup>4</sup>)</b>		
All Ages	42	24
12-24	72	34
25-34	36	26
35+	11	9
<b>B. Roughness of fitted schedule (root mean squared 2<sup>nd</sup> difference x 10<sup>4</sup>)</b>		
HFD ( $g=9$ )	76	38
IDB ( $g=7$ )	61	43
<b>C. Negative values (percent of all estimated rates)</b>		
< 0	0	2.7
< $-0.0005$	0	0.4
< $-0.0050$	0	0.0+

Source: HFD (2012) and Schmertmann (2003: Supplemental File III).

Note: RMSEs calculated over cells with known single-year data. All other calculations refer to interpolated fits over ages 12-54 from all 1706 available  $f_x$  schedules (1480 in HFD + 226 in IDB). Shaded cells correspond to the best-performing method for each error criterion.

In contrast, without adjustment 2.7% of the CS-estimated fertility rates are negative. Although this is of course logically impossible, the vast majority of these negative CS rate estimates are negligibly different from zero. As seen in Section C, only 0.4% of CS rates are below  $-0.0005$  (i.e., negative after rounding to three decimal places). In practice, CS estimates are sufficiently close to zero that their direct use in calculations such as TFR, mean age of childbearing, etc. would cause no meaningful problems.

Small negative estimates are a minor problem for the CS method, small enough that I have not applied any post-processing to the CS rates in any of this paper's tables or graphs.

However, it is possible to use a very simple post-processing procedure on CS rates – namely, after calculating  $f^* = K_w y$ , replace any negative values with zeroes. This is computationally much simpler than the Liu et al. (2011) post-processing algorithm for Beers rates, and it would not alter any of the values in Sections A or B of Table 1.<sup>11</sup>

In sum, both methods are very good, but the CS method performs slightly better – over all HFD countries, and over the ages at which fertility rates are highest. Interpolated CS schedules are smoother and fit known data better. CS calculation is also much simpler than the Beers variant used by Liu et al. (2011), because it does not require complex adjustments for edge effects and negative values.

## Discussion

I have presented applications of the calibrated spline model for only two specific cases, but the general framework is extremely flexible. In principle one can construct expansion constants  $K$  that map input data from any set of age groups onto any fine grid of ages. The input age groups may be incomplete (e.g., {25-29,35-39,40-44,45-54}), irregularly spaced ({12-14,15-19,20-24,25-34,...}), or even overlapping ({15-17,15-24,...}).<sup>12</sup>

The CS model fits observed schedules well, outperforming an alternative method that has done well in earlier research. It is also much simpler to estimate. Given the  $K$  constants (which in most cases are the ones already provided in this paper and the accompanying data files), fitting a detailed ASFR schedule requires only basic arithmetic. Unlike the Beers method and other generic polynomial fitting methods that are not designed specifically for fertility estimation, post-estimation tweaks for negative fitted rates at the highest and lowest maternal ages are rarely necessary.

Although not explicitly Bayesian, the CS estimation approach makes heavy use of a *priori* information. The penalized least squares criterion gives priority to fertility schedules that not only fit input data well, but that also match historical or contemporary patterns seen in large databases. The technique of identifying such patterns through singular value decomposition of a large data array is not new in demography (for example, it is the basis of the Lee-Carter [1992] mortality model), but to my knowledge researchers have not previously used such patterns in a simple, least-squares method like that presented here.

## References

- BOOR, C. de. **A practical guide to splines**. New York: Springer-Verlag, 1978.
- EILERS, P. H. C.; MARX, B. D. Flexible smoothing using b-splines and penalized likelihood. **Statistical Science**, v. 11, p. 89-121, 1996.

<sup>11</sup> With truncation at zero, the Calibrated Spline column of Table 1 would remain unchanged, except that the percentages in Section C would all be zero.

<sup>12</sup> In these cases, it would be necessary to modify the matrix  $G$  that computes group averages from the detailed schedule, so that  $y = Gf$  for the new set of age groups.

HFD – **Human Fertility Database**. Max Planck Institute for Demographic Research and Vienna Institute of Demography, 2012. Available at: <<http://www.humanfertility.org>>.

HMD – **Human Mortality Database**. University of California, Berkeley and Max Planck Institute for Demographic Research, 2014. Austrian exposure data at: <[http://www.mortality.org/hmd/AUT/STATS/Exposures\\_5x1.txt](http://www.mortality.org/hmd/AUT/STATS/Exposures_5x1.txt)>. Accessed: 14 Nov. 2014.

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Censo Demográfico do Brasil**. Rio de Janeiro, 2010.

LEE, R. D.; CARTER, L. R. Modeling and forecasting U.S. mortality. **Journal of the American Statistical Association**, v. 87, n. 419, p. 659-671, 1992.

LIU, Y.; GERLAND, P.; SPOORENBERG, T.; VLADIMIRA, K.; ANDREEV, K. Graduation methods to derive age-specific fertility rates from abridged data: a comparison of 10 methods using HFD data. In: FIRST HUMAN FERTILITY DATABASE SYMPOSIUM. Rostock: Max Planck Institute for Demographic Research, November 2011. Available at: <<http://www.humanfertility.org/Docs/Symposium/Liu-Gerland%20et%20al.pdf>>. Accessed: 10 Jun. 2012.

MPC – Minnesota Population Center. **Integrated public use microdata series, international: version 6.3** [Machine-readable database]. Minneapolis: University of Minnesota, 2014.

NRS – National Records of Scotland. **Estimated population by sex and age**, Scotland, 30 June 2004. 2014. Available at: <<http://goo.gl/1F7ANK>>. Accessed: 14 Nov. 2014.

R DEVELOPMENT CORE TEAM. **R: A language and environment for statistical computing**. Vienna: R Foundation for Statistical Computing, 2011. Available at: <<http://www.R-project.org>>.

SCHMERTMANN, C. P. A system of model fertility schedules with graphically intuitive parameters. **Demographic Research**, v. 9/5, p. 81-110, 2003. Available at: <<http://dx.doi.org/10.4054/DemRes.2003.9.5>>.

SHRYOCK, H. S.; SIEGEL, J. S. **The methods and materials of demography**. Third printing (rev.). Washington DC: US Bureau of the Census, US Government Printing Office, v. 2, 1975.

UNSD – United Nations Statistics Division. **Female population of Uruguay 2002**. 2014. Available at: <<http://goo.gl/DMKMNc>>. Accessed: 11 Nov. 2014.

## Author

*Carl P. Schmertmann* is Doctor in Economics from the University of California – Berkeley, researcher in Demography and Professor of Economics at Florida State University.

## Address

FSU Population Center  
601 Bellamy Building  
113 Collegiate Loop  
Tallahassee FL 32306-2240 USA/EUA

## Resumo

### *Estimadores splines calibrados: estimativas de taxas detalhadas de fecundidade a partir de dados agrupados por idade*

É desenvolvido e explicado um novo método para a interpolação de estruturas etárias detalhadas de fecundidade, a partir de dados agrupados por idade. O método permite a estimativa das taxas específicas de fecundidade para qualquer idade detalhada, desde as diferentes faixas etárias padrão até qualquer agrupamento não usualmente utilizado. O novo método, chamado de estimador spline calibrado (CS), expande as taxas de fecundidade agrupadas por idade encontrando uma curva suavizada, por minimização dos erros quadrados penalizados. A penalidade é baseada tanto no ajuste aos dados dos grupos etários disponíveis, quanto na semelhança dos padrões das estruturas etárias 1fx observadas no Banco Human Fertility Database (HFD) e no US Census International Database (IDB). O estimador CS foi comparado a um bom método alternativo que requer mais computação: interpolação de Beers. Os resultados mostram que o CS replica as conhecidas estruturas etárias de fecundidade, 1fx, a partir das 5fx melhoradas, sendo que as estruturas etárias da fecundidade interpoladas apresentam-se também mais suavizadas. A conclusão é que o CS constitui um método facilmente calculado, flexível e preciso para a interpolação de estruturas de fecundidade detalhadas a partir de dados agrupados. Os usuários podem calcular estruturas específicas de fecundidade detalhadas diretamente por meio dos dados observados, usando apenas aritmética elementar.

**Palavras-chave:** Fecundidade. Interpolação. Splines. Mínimos quadrados penalizados.

## Resumen

### *Estimadores spline calibrados para tasas detalladas de fecundidad a partir de datos agrupados por edad*

Se desarrolla y explica un nuevo método para la interpolación de estructuras etarias detalladas de fecundidad a partir de datos agrupados por edad. El método permite la estimación de las tasas específicas de fecundidad para cualquier edad detallada, desde los diferentes segmentos etarios estándar hasta cualquier agrupamiento no utilizado usualmente. El nuevo método, llamado estimador spline calibrado (CS), expande las tasas de fecundidad agrupadas por edad encontrando una curva suavizada mediante la minimización de los errores cuadrados penalizados. La penalización se basa tanto en el ajuste de los datos de los grupos etarios disponibles como en la semejanza de los patrones de las estructuras de edad 1fx observados en la Human Fertility Database (HFD) y la US Census International Database (IDB). El estimador CS se comparó con un buen método alternativo que requiere más procesamiento: la interpolación de Beers. Los resultados muestran que el CS replica las conocidas estructuras etarias de fecundidad 1fx, a partir de las 5fx mejoradas, donde las estructuras etarias de la fecundidad interpoladas también se presentan más suavizadas. La conclusión a la que se arriba es que el CS constituye un método fácil de calcular, flexible y preciso para la interpolación de estructuras de fecundidad detalladas a partir de datos agrupados. Los usuarios pueden calcular estructuras específicas de fecundidad detalladas directamente por medio de los datos observados, solo utilizando la aritmética elemental.

**Palabras clave:** Fecundidad. Interpolación. Splines. Mínimos cuadrados penalizados.

### Appendix: Moment calculations from age group data

One possible use of the empirical model is estimation of moments of the continuous fertility schedule from grouped data. This type of approximation might be especially useful with indirect methods.

Begin by defining the function:

$$Q_n(x) = \int_a^x a^n \phi(a) da \quad (A1)$$

which can be approximated as

$$\begin{aligned} Q_n(x) &\approx \sum_{i:a_i < x} a_i^n \phi(a_i) \Delta \\ &= \sum_{i:a_i < x} a_i^n f_i \Delta \\ &= \sum_{i:a_i < x} a_i^n b_i' Q_W^{-1} R_W y \Delta \\ &= \left( \sum_{i:a_i < x} a_i^n b_i' Q_W^{-1} R_W \Delta \right) y \\ &= c_n(x)' y \end{aligned} \quad (A2)$$

Where  $Q_W$  and  $R_W$  are defined as in equations (12) and (13), and  $c_n(x)$  is therefore a  $g \times 1$  vector of known constants.

With different  $(x, n)$  combinations, Equation (A2) produces different moments of the fertility function. Table A1 shows some of the calculated constants for the  $g=7$  case; a more complete set of constants, calculated using the suggested default of  $W=1000$ , is available in supplemental file *Cdata.csv*.

By definition  $Q_0(\infty)$  is a schedule's total fertility (TFR), and  $Q_1(\infty)/Q_0(\infty)$  is its mean age of childbearing  $\mu$ . In the case of the Uruguay 2002 data shown earlier, for example, we can approximate these quantities as:

$$\text{TFR} = Q_0(\infty) \approx 3.44(.049) + \dots + 0.66(.002) = 2.328$$

$$\mu = Q_1(\infty) / Q_0(\infty) \approx [60.78(.049) + \dots + 27.15(.002)] / 2.328 = 28.23$$

Similarly, one can approximate conditional moments such as average parity of women 30-34 [ $Q_0(32.5)$ ] and the average age at which they had their previous births [ $Q_1(32.5)/Q_0(32.5)$ ]. With the Uruguay data these moments would be:

$$P_{30-34} \approx Q_0(32.5) \approx 3.51(.049) + \dots - 0.03(.002) = 1.753$$

$$\mu_{30-34} \approx Q_1(32.5) / Q_0(32.5) \approx [63.46(.049) + \dots - 1.53(.002)] / 1.753 = 25.37$$

Calculations like this can be important for time allocation with indirect methods. For example, from the five-year rate schedule for Uruguay, moment approximations imply that with a cohort fertility schedule with this shape, women 30-34 interviewed in a survey would have had their births an average of  $32.50 - 25.36 = 7.14$  years earlier.

**TABLE 1**  
Some  $c$  multipliers for the  $g=7$  case

	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49
$n=0$ (TFR)							
$x = 17.5$	1.06	-0.09	-0.03	0.08	0.02	0.15	0.08
$x = 22.5$	3.78	3.12	-0.53	-0.02	-0.07	-0.06	0.02
$x = 27.5$	3.48	5.86	2.37	-0.19	-0.18	0.01	0.01
$x = 32.5$	3.51	5.49	5.12	2.58	0.06	-0.38	-0.03
$x = 37.5$	3.53	5.31	5.32	4.91	2.23	0.53	0.09
$x = 42.5$	3.40	5.43	4.97	5.32	4.63	2.55	0.40
$x = 47.5$	3.44	5.38	4.84	5.34	5.45	3.53	0.63
<b><math>x = \infty</math></b>	<b>3.44</b>	<b>5.38</b>	<b>4.83</b>	<b>5.34</b>	<b>5.48</b>	<b>3.57</b>	<b>0.66</b>
$n=1$ (TFR $\cdot \mu$ )							
$x = 17.5$	17.12	-1.44	-0.39	1.29	0.23	2.28	1.18
$x = 22.5$	70.24	65.04	-10.41	-0.98	-1.43	-1.84	0.07
$x = 27.5$	62.45	131.62	63.76	-4.59	-4.38	-0.36	-0.21
$x = 32.5$	63.46	120.12	144.93	79.44	3.43	-11.92	-1.53
$x = 37.5$	64.12	114.23	151.35	160.02	79.96	20.88	2.89
$x = 42.5$	59.04	118.92	137.37	176.23	175.54	101.65	15.51
$x = 47.5$	60.70	116.70	131.64	177.09	211.81	145.18	25.68
<b><math>x = \infty</math></b>	<b>60.78</b>	<b>116.63</b>	<b>131.32</b>	<b>177.13</b>	<b>213.45</b>	<b>147.07</b>	<b>27.15</b>

Source: Author's calculations based on Equation (A2).

Recebido para publicação em 14/05/2014

Aceito para publicação em 08/09/2014



# Esterilização cirúrgica feminina no Brasil, 2000 a 2006: aderência à lei de planejamento familiar e demanda frustrada\*

André Junqueira Caetano\*\*

A Lei n. 9.263, de 1996, findou uma omissão histórica do Estado brasileiro no âmbito do planejamento familiar, além de legislar a provisão de esterilização cirúrgica no sistema público de saúde. Já as portarias do Ministério da Saúde n. 144, de 1997, e n. 48, de 1999, contêm critérios potencialmente restritivos à obtenção da laqueadura tubária e à sua obtenção nos termos regulatórios. Se a não aderência à regulamentação relaciona-se ao período de aconselhamento de 60 dias e à proibição da laqueadura até o 42º dia após o parto, parte das recusas dos profissionais envolvidos na provisão da laqueadura é consequência das percepções e posturas destes sobre critérios tais como idade e número de filhos e sobre as eventuais implicações da esterilização para a requisitante. As recusas explícitas ou implícitas nesta filtragem resultam em uma demanda frustrada. Esta lógica aplica-se ao nível municipal da gestão da saúde, refletindo-se na inexistência de serviços credenciados na maioria dos municípios brasileiros com capacidade hospitalar para oferecer o procedimento. Empregando os dados da PNDS 2006 e as Autorizações de Internação Hospitalar, este artigo analisa, primeiramente, a aderência à regulamentação das laqueaduras tubárias realizadas no SUS no período 2000-2006 e a dimensão da rede de municípios com serviços credenciados em 2006 e 2013. A demanda frustrada é estudada a partir das informações da PNDS 2006 sobre as tentativas malogradas devido à recusa do serviço procurado, à não obtenção sem especificação do motivo e à não concordância do cônjuge.

**Palavras-chave:** Saúde reprodutiva. Lei de planejamento familiar. Contracepção. Laqueadura tubária. Demanda frustrada. Brasil.

---

\* O presente trabalho foi realizado com apoio do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico – CNPq Brasil. O autor agradece aos pareceristas pelas pertinentes e valiosas considerações.

\*\* Pontifícia Universidade Católica de Minas Gerais – PUC Minas, Belo Horizonte-MG, Brasil (acaetano@pucminas.br).

## Introdução

Os anos 1980 e o primeiro quinquênio da década de 1990 foram marcados pela disseminação da laqueadura tubária como o principal método contraceptivo no Brasil. Já o decênio entre as Pesquisas Nacionais de Demografia e Saúde da Criança e da Mulher (PNDS) de 1996 e 2006 foi caracterizado pela diminuição da proporção de mulheres de 15 a 49 anos em união laqueadas, passando, nesse período, de 40,1% para 29,1% (CAETANO, 2010), no contexto da vigência da Lei n. 9.263, referente ao planejamento familiar, promulgada em 1996 (BRASIL, 1996) e sancionada em 1997.

Estudos realizados nos anos que se seguiram à regulamentação da lei do planejamento familiar indicam que esta, de forma não antecipada, engendrou obstáculos ao acesso à laqueadura tubária no âmbito do Sistema Único de Saúde (SUS). Tais obstáculos estariam relacionados com a adoção, por parte dos serviços e médicos, de critérios de idade e número de filhos mais restritivos do que os presentes na portaria regulatória, necessidade de obter a anuência por escrito do cônjuge, demora entre a solicitação e a realização do procedimento, proibição da laqueadura no parto e pós-parto, além de uma cobertura territorial limitada de serviços médicos do SUS credenciados para ofertar a esterilização cirúrgica feminina.

À luz desses estudos, revisados na seção a seguir, este artigo aborda três questões sobre a prática da laqueadura tubária no Brasil, no período que se estende de 2000 a 2006. A primeira diz respeito à participação de hospitais do SUS ou vinculados ao sistema público, em comparação com serviços privados, na oferta de esterilização cirúrgica feminina e ao grau de aderência às regulações da Lei n. 9.263 quanto às laqueaduras tubárias realizadas no SUS. A segunda refere-se à potencial limitação territorial da rede de municípios com hospital com capacidade para realizar a esterilização cirúrgica feminina e, ao mesmo tempo, habilitado para provê-la. Por fim, a terceira está relacionada com a constituição de uma demanda frustrada por laqueadura tubária.

Para responder à primeira questão, dimensionou-se, inicialmente, a oferta de esterilização cirúrgica feminina em hospitais do SUS ou afiliados a ele, entre 2000 e 2006, por meio das Autorizações de Internação Hospitalar (AIH)<sup>1</sup> processadas e pagas, segundo o município de internação. Uma vez dimensionada, esta oferta foi contraposta ao total – estimado a partir dos dados da PNDS 2006 – de mulheres entre 15 e 49 anos de idade alguma vez unidas esterilizadas cirurgicamente em serviços do SUS, cujos procedimentos são compatíveis com a legislação no que se refere à relação com o parto e ao período mínimo de aconselhamento.

Utilizando-se as AIH de laqueadura tubária processadas e pagas, segundo o município de internação, como *proxy* da existência de serviço credenciado para prover a esterilização cirúrgica feminina em determinado município, é possível identificar e comparar o número de municípios, por região, com hospitais do SUS, ou afiliados ao sistema público, relativamente ao número de municípios com hospitais em que foram processadas e pagas AIH obstétricas,

<sup>1</sup> A AIH é o registro administrativo do Sistema de Informação Hospitalar do SUS para acompanhamento e pagamento de internações e procedimentos cirúrgicos. Suas características e especificidades são apresentadas na segunda seção deste artigo.

excetuados os partos normais, e de clínica cirúrgica, isto é, com capacidade hospitalar potencial para a realização do procedimento. Este exercício foi feito para 2006 e, como contraponto mais recente, também para 2013. É importante esclarecer que não se trata de análise espacial *stricto sensu*, mas sim para estabelecer a proporção de municípios com serviço médico credenciado de acordo com as regulamentações da Lei n. 9.263 em relação aos potencialmente aptos a oferecer o procedimento nos dois anos em questão. Ressalve-se que a ausência de registro de AIH de laqueadura tubária em um dado município em determinado ano não significa, necessariamente, que ali não havia serviço credenciado.

Por fim, e como potencial consequência dos obstáculos derivados das regulamentações da Lei n. 9.263, este estudo identifica e dimensiona a demanda frustrada por esterilização cirúrgica feminina no país, utilizando as informações da PNDS 2006 sobre mulheres que tentaram obter o procedimento e não conseguiram. Estima-se a prevalência do uso dos métodos contraceptivos na hipótese de que as mulheres unidas de 15 a 49 anos, que tentaram fazer a esterilização e o serviço procurado negou, que tentaram e não conseguiram sem especificação da razão e as que os cônjuges não concordaram, foram bem-sucedidas em seu intento. Além de permitir a estimação desta distribuição hipotética do uso de métodos contraceptivos entre mulheres unidas de 15 a 49 anos, tais informações são importantes para ampliar o conhecimento sobre as características das mulheres e sobre os fatores associados ao insucesso da implantação de uma decisão reprodutiva, embora esta análise não seja objeto deste artigo.

A Lei n. 9.263 e as portarias que a regulamentam tratam da esterilização cirúrgica tanto feminina (laqueadura tubária) quanto masculina (vasectomia). Enquanto a prevalência de esterilização cirúrgica entre mulheres unidas de 15 a 49 anos de idade decresceu entre 1996 e 2006, a participação da vasectomia como método contraceptivo teve um aumento importante (PERPÉTUO; WONG, 2009). Ademais, esterilização cirúrgica não implica, necessariamente, a não utilização de preservativo masculino ou feminino. Fato é que a evolução da prática da vasectomia no âmbito do SUS merece uma análise específica. Porém, em face dos objetivos deste artigo, é necessário frisar que a esterilização cirúrgica feminina por laqueadura tubária realizada no SUS é o objeto e foco exclusivo do presente estudo. Além disso, diante da natureza dos dados utilizados, a análise empreendida refere-se ao universo de procedimentos realizados no período 2000-2006, não tratando, por conseguinte, de diferenciais regionais, sociodemográficos ou socioeconômicos no acesso à laqueadura tubária.

Na seção que se segue, a literatura pertinente é revisada de forma a contextualizar e fundamentar as três questões analisadas neste artigo. O dimensionamento da oferta de laqueaduras tubárias no âmbito do SUS, no período 2000-2006, e a comparação com as informações captadas pela PNDS 2006 são tratados na segunda seção. Posteriormente, comparam-se, por região, os municípios com AIH de laqueadura processada e paga em 2006 e 2013 em relação ao número de municípios com capacidade hospitalar potencial para a realização do procedimento. Para fins de uma contextualização mais atual, o número de laqueaduras realizadas no SUS no período 2007-2013 é apresentado e discutido ao fim

desta seção. A estimação da demanda frustrada por laqueadura tubária, a partir dos dados da PNDS 2006, é o conteúdo da última seção. Este artigo se encerra com as considerações gerais sobre os achados, à luz da literatura pesquisada.

## Revisão da literatura

A contracepção moderna foi o principal determinante próximo da queda da fecundidade no Brasil, a partir da década de 1960 (MARTINE, 1996), e a demanda crescente por regulação da fecundidade foi suprida principalmente pelo aumento da utilização da laqueadura tubária, a partir de 1980, especialmente nas áreas mais pobres e nos estratos de baixa renda (PERPÉTUO; WAJNMAN, 1998). Em 1986, 28,2% das mulheres de 15 a 44 anos unidas eram esterilizadas cirurgicamente, proporção que passou para 40,1%, em 1996, entre mulheres de 15 a 49 anos unidas (PERPÉTUO; WONG, 2009). Houve, portanto, um aumento substancial, entre 1986 e 1996, de mulheres em idade reprodutiva, em união, esterilizadas.

O aumento da prática de esterilização cirúrgica feminina nos anos 1980 intensificou a preocupação de gestores da saúde, movimentos sociais, pesquisadores e autoridades públicas com eventuais ações controlistas no Brasil (GELEDÉS, 1991; PERNAMBUCO, 1992; BERQUÓ, 1993). Suspeitava-se que clínicas de planejamento familiar financiadas por instituições internacionais estavam oferecendo laqueaduras gratuitas ou a preços módicos por indicação médica ou social. Em 1992, o Congresso Nacional instalou Comissão Parlamentar de Inquérito (CPI) para investigar o fenômeno da esterilização cirúrgica feminina em massa no Brasil (BRASIL, 1993). A comissão estabeleceu nove itens nos quais focalizou a investigação, entre os quais sobressaíam motivações racistas, participação de interesses internacionais e a oferta de métodos contraceptivos reversíveis para a população de baixa renda.

No relatório final, publicado em 1993, a CPI concluiu que a real disponibilidade de métodos contraceptivos para a população de baixa renda estava longe de ser efetivo e serviços de planejamento familiar inexistiam ou eram inacessíveis para a maior parte da população (BRASIL, 1993). De fato, quase dez anos antes, Barroso (1984) já advertia que determinantes específicos, tais como a estrutura do atendimento hospitalar e a ausência de políticas públicas que fizessem face à crescente demanda por contracepção moderna, levavam as mulheres a elegerem a laqueadura tubária como método de preferência.

Seja como for, neste período a laqueadura tubária não era reembolsável pelo sistema público de saúde (BERQUÓ, 1995). Para cobrir os custos e acobertar a intervenção cirúrgica nos hospitais do sistema público de saúde ou afiliados a ele, passou-se a acoplá-la a uma cesariana ou registrar a realização de outro procedimento pago pelo SUS (MERRICK; BERQUÓ, 1983; CAETANO; POTTER, 2004). A combinação dessas características – pagamento ou favor e acoplamento à cesariana ou de intervalo – variava regionalmente conforme o nível de renda e o peso do setor privado na assistência médica. No Nordeste, a proporção de laqueaduras de intervalo obtidas gratuitamente como favor político teve um peso muito maior do que na Região Sudeste (CAETANO; POTTER, 2004).

A partir das análises da PNDS de 1996, as perspectivas que enfatizavam determinantes específicos deram lugar a abordagens mais complexas, nas quais se interligavam as deficiências do sistema de saúde, o comportamento dos médicos e profissionais de saúde, a posição recalcitrante por parte dos parceiros e maridos em relação à contracepção, desinformação sobre o próprio corpo e sobre a atuação dos métodos contraceptivos, falta de acesso ao leque de métodos reversíveis e pobreza (BERQUÓ, 1995; DINIZ et al., 1998). Permeando todos esses aspectos estava o reconhecimento de que havia uma grande demanda e escassas alternativas contraceptivas. Foi esse conjunto de elementos e acontecimentos que propiciou a aprovação, em 1996, da Lei n. 9.263, conhecida como lei do planejamento familiar.

Em 20 de agosto de 1997, o então presidente Fernando Henrique Cardoso promulgou a Lei n. 9.263, aprovada em 12 de janeiro de 1996, tornando a vasectomia e a laqueadura tubária procedimentos hospitalares ofertados gratuitamente no Sistema Único de Saúde (SUS), desde que cumpridos os requisitos determinados. De acordo com a Portaria n. 144, da Secretaria de Assistência a Saúde, Ministério da Saúde, de 20 de novembro de 1997, que regula a Lei n. 9.263, para ter direito ao procedimento de esterilização cirúrgica em um serviço público, é necessário ter capacidade civil plena e no mínimo 25 anos de idade ou dois ou mais filhos vivos (BRASIL, 1997).<sup>2</sup> Em ambas as situações, a demandante deve apresentar a anuência do parceiro com a respectiva assinatura. Foi estabelecido, ainda, um período de embargo à laqueadura tubária de 42 dias após o parto, para coibir a realização de partos cesáreos desnecessários. Somente são autorizadas laqueaduras pós-parto em casos de indicação médica, aborto e cesarianas sucessivas (BRASIL, 1999b).

Além disso, todo indivíduo que requeira a esterilização cirúrgica deve passar por um período de aconselhamento de 60 dias, durante o qual deverá ser informado sobre o procedimento e suas implicações, bem como sobre os métodos reversíveis. O serviço deve ser capaz de prover tais métodos. À autoridade estadual ou municipal com gestão plena do sistema de saúde cabem a aprovação e o credenciamento do serviço (BRASIL, 1999b; LUIZ; CITELI, 2000). Apenas os serviços do SUS devidamente certificados podem receber reembolso para os procedimentos hospitalares de laqueadura tubária e vasectomia.

A realização de laqueaduras tubárias no SUS seguindo as determinações da Lei n. 9.263 teve início efetivo em 1998, com 293 AIH registradas no Sistema de Informações Hospitalares (SIH/SUS). A partir de então, uma série de pesquisas e estudos foi realizada com o objetivo de investigar e avaliar o acesso à esterilização cirúrgica feminina, com ênfase no papel dos médicos, na perspectiva de gestores e na avaliação de usuários do sistema público de saúde que requereram a laqueadura tubária ou a vasectomia.

<sup>2</sup> O Código Civil Brasileiro de 1916 vigeu até 2002 e o Código Civil Brasileiro de 2002, vigente a partir de 2003, modificou as condições que definem o cessamento da minoridade e capacidade civil relativa e plena. A relação entre capacidade civil plena e idade, presente nos Códigos Cívicos Brasileiros, é discutida na última seção deste artigo.

Pesquisa pioneira foi levada a cabo em 1999, para avaliar os efeitos da Lei n. 9.263 na Região Metropolitana de São Paulo (LUIZ; CITELI, 2000). Entre julho e dezembro daquele ano, foram entrevistados os responsáveis por 23 serviços de saúde que ofereciam laqueadura tubária e vasectomia. A principal conclusão do estudo foi que a lei não havia acarretado mudanças significativas na prática de esterilização cirúrgica feminina. Segundo os entrevistados, a demanda por laqueadura tubária havia crescido após a aprovação da lei e a provisão dessa demanda competia com a necessidade devido a condições médicas da paciente. Segundo as autoras, os entrevistados reportaram que os serviços não tinham capacidade para suprir a demanda total, o que se intensificou com a proibição da laqueadura pós-parto em fevereiro de 1999 (BRASIL, 1999a). Além disso, o estudo sugere que os médicos eram pouco aderentes à legislação, utilizando critérios próprios, definidos caso a caso.

Berquó e Cavenaghi (2003) analisaram a implementação da nova legislação de planejamento familiar, especialmente da esterilização cirúrgica voluntária, com o objetivo de verificar se os direitos reprodutivos de mulheres e homens estavam sendo atendidos. As autoras realizaram pesquisa longitudinal com uma amostra de 159 requerentes em Palmas, Recife, Belo Horizonte, São Paulo, Curitiba e Cuiabá. Do lado da oferta, foram entrevistados profissionais e gestores de saúde. Após seis meses de acompanhamento, 25,8% das mulheres e 31% dos homens haviam obtido o procedimento. Pouco mais da metade das mulheres e dois quartos dos homens que não obtiveram a cirurgia mencionaram a burocracia e o desrespeito à lei por parte dos serviços e dos médicos como razões para o insucesso. Segundo as autoras, os resultados indicavam que a prática usual da esterilização cirúrgica pouco havia mudado após as portarias que regulam a Lei n. 9.263.

Em estudo realizado por Vieira e Souza (2009), verificou-se que parte dos solicitantes da esterilização cirúrgica pelo SUS em Ribeirão Preto não obtinha o procedimento. O insucesso, segundo os autores, poderia ser devido à desistência ou ao adiamento em decorrência do aconselhamento, ou em razão de obstáculos originados no sistema de saúde. Vieira e Ford (2004) analisaram essas hipóteses entrevistando, em 2004, 230 indivíduos que demandaram e não obtiveram cirurgia de esterilização no período de 1999 a 2004, comparando-os com 297 indivíduos que a obtiveram. Entre os que não conseguiram a cirurgia, 10% ainda tinham expectativa de obtê-la. Dos 207 restantes, 71% decidiram adiar e 29% encontraram obstáculos. Segundo os autores, o longo período de aconselhamento – em média oito meses entre os que obtiveram a cirurgia – era a razão mais provável para 45% desses indivíduos, os quais alegaram falta de tempo, problemas burocráticos, ter procurado outro serviço e estar aguardando ser chamado.

Potter et al. (2003) realizaram pesquisa longitudinal nas Regiões Metropolitanas de Porto Alegre, Belo Horizonte e Natal e no município de São Paulo. Foram entrevistadas 1.612 mulheres grávidas com idades entre 18 e 40 anos. A amostra foi estratificada segundo a natureza do serviço, se público ou privado, na proporção de dois para um. As entrevistas foram realizadas no momento do recrutamento, um mês antes da data marcada para o parto e um mês depois deste. Mulheres que informaram, em uma das duas primeiras entrevistas, que

não queriam mais filhos foram indagadas sobre como preveniriam futuras gravidezes. Aquelas que relataram querer a esterilização foram inquiridas se planejavam obtê-la imediatamente após o parto ou mais tarde. Na fase após o parto, foi encontrada uma proporção substancial de mulheres que desejavam a esterilização pós-parto. As pacientes de hospitais públicos apresentaram uma chance significativamente menor de esterilização se comparadas às pacientes de hospitais privados. Os autores argumentam que a Lei n. 9.263 não deve ter reduzido as desigualdades de acesso à laqueadura tubária e, de forma não antecipada, incentivava a realização de cesarianas desnecessárias.

Com base em pesquisa realizada nos municípios da Região Metropolitana de Campinas, Carvalho et al. (2007) compararam homens e mulheres que foram esterilizados cirurgicamente antes e depois da regulamentação da Lei n. 9.263. Segundo os autores, os resultados, apesar de não conclusivos, indicam que as mudanças esperadas a partir da vigência da legislação não ocorreram de acordo com as expectativas, em especial no que se refere à redução de laqueaduras tubárias acopladas a cesarianas e realizadas no pós-parto imediato. Eles também identificaram dificuldades importantes para o atendimento da demanda da esterilização cirúrgica, principalmente no nível de atenção primária. Tais dificuldades estariam relacionais à “falta de infraestrutura e problemas no encaminhamento aos serviços de referência”, o que tende a gerar um aumento no tempo de espera tanto para a laqueadura tubária quanto para a vasectomia (CARVALHO et al., 2007, p. 2914). Deve-se considerar, a este respeito, que o tempo de espera pelo procedimento associa-se positivamente à chance de desistência da solicitante no decorrer do processo.

Também na Região Metropolitana de Campinas, Osís et al. (2009) realizaram estudo qualitativo com profissionais médicos e gestores municipais de serviços de saúde envolvidos com a provisão de esterilização cirúrgica em quatro municípios. Entre as percepções dos entrevistados, os autores ressaltam as críticas aos critérios legais relativos à idade e ao número de filhos. De acordo com os autores, “a tendência dos profissionais entrevistados foi considerar que [esses critérios] contribuem para o arrependimento pós-esterilização, pois permitem que as cirurgias sejam realizadas em pessoas bem jovens e com poucos filhos”, o que seria indicativo de uma postura resistente a tais critérios por parte desses profissionais (OSIS et al., 2009, p. 632).

Segundo Carvalho et al. (2007, p. 2915), em face de poucas análises sobre outras regiões, pode-se considerar a Região Metropolitana de Campinas um parâmetro para o restante do país, pois esta é uma das regiões que “apresentam os melhores indicadores de atenção à saúde”. De fato, é factível supor que os problemas identificados na Região Metropolitana de Campinas sejam mais exacerbados em outras áreas do país.

Para estes problemas existirem, é necessário que exista serviço de planejamento familiar no âmbito do SUS nos termos da legislação, como é o caso da Região Metropolitana de Campinas. Entretanto, a falta de estímulos para implantação, no nível municipal, de serviços de planejamento familiar no âmbito do SUS tende a restringir o acesso à esterilização cirúrgica feminina territorialmente. De acordo com Amorim et al. (2008, p. 111), apesar de ter ocorrido

aumento importante no número de hospitais credenciados para realização de laqueadura tubária desde a regulamentação da Lei n. 9.263, passando de 135 hospitais em outubro de 1999 para 1.395 em janeiro 2007, “os serviços continuaram mais concentrados nos maiores centros urbanos”. Deve-se levar em conta que o aumento do número de hospitais credenciados não está diretamente relacionado à ampliação do número de municípios com hospital credenciado. Sobre este ponto, é importante ter em mente que o foco deste artigo compreende os municípios.

Em síntese, as regulamentações da lei do planejamento familiar tornaram obrigatória a apresentação do consentimento do cônjuge, estabeleceram um período mínimo de espera de 60 dias e proibiram a laqueadura tubária no parto e pós-parto. Do lado da oferta, para o credenciamento do serviço médico-hospitalar, deve ser organizado um programa de informação e aconselhamento e os métodos reversíveis devem ser disponibilizados. De acordo com os estudos examinados, esses requisitos tendem a constituir-se como obstáculos à obtenção da laqueadura tubária no SUS por eventual oposição do parceiro, por desistência durante o período de espera, por dificuldade em iniciar o processo mais de um mês e meio após o nascimento da criança, por discordância do profissional com os critérios da lei e pela falta de serviço credenciado. Esses fatores são determinantes para que a prática da laqueadura tubária observada no período posterior à Lei n. 9.263 não tenha se alterado significativamente e, portanto, para a constituição de um descompasso, no SUS, entre demanda e oferta dentro dos critérios da lei.

### **Laqueaduras tubárias no período 2000-2006: comparação entre Autorizações de Internação Hospitalar e PNDS 2006**

A fim de proceder à comparação entre as AIH de laqueadura tubária processadas e pagas, segundo o município de internação, e as frequências estimadas de esterilização cirúrgica feminina a partir dos dados da PNDS 2006 para o período 2000-2006, são necessários esclarecimentos conceituais e metodológicos concernentes à definição do período de análise, ao registro administrativo e à expansão de estimativas amostrais para o total da população de interesse.

Com relação ao período de análise, não foram incluídos os anos de 1998 e 1999 para evitar a sobreposição normativa, uma vez que a Portaria n. 48, do Ministério da Saúde, que veda a laqueadura tubária até 42º dia após o parto, foi emitida em 11 de fevereiro de 1999 (BRASIL, 1999b). Portanto, a restrição da análise ao período 2000-2006 visa considerar apenas as esterilizações tubárias realizadas em hospital público ou particular afiliado ao SUS que não poderiam ter sido feitas no parto ou no período de 42 dias após o parto.

A Autorização de Internação Hospitalar (AIH) é o registro administrativo referente a tratamentos e procedimentos clínicos e cirúrgicos e constitui o pilar do Sistema de Informações Hospitalares (SIH). Para solicitar a AIH, o profissional que realiza o atendimento necessita providenciar o Laudo para Solicitação de AIH contendo informações sobre o paciente, exames, resultados de exames, diagnóstico e justificava para internação (BRASIL, 2012). Gerada a

AIH, o paciente pode ser internado. O número de identificação da AIH do paciente é exclusivo para a mesma internação (SANTOS, 2009). Ao final do tratamento, registra-se, no hospital, com base nas regras presentes na Tabela Nacional de Procedimentos SUS, o atendimento prestado. A tabela de procedimentos estabelece, também, os valores para o pagamento de diárias, medicamentos, exames, serviços hospitalares e serviços médicos (BRASIL, 2012).

Entre as informações de identificação da AIH, são registrados o município de internação e o de residência do paciente. O ano e o mês de processamento informam o período de referência da AIH, o qual coincide com o mês de ocorrência da alta, óbito ou transferência.<sup>3</sup> Desse modo, as AIH aqui analisadas são aquelas denominadas Laqueadura Tubária e Parto Cesáreo com Laqueadura Tubária<sup>4</sup> processadas e pagas, segundo o município de internação, nos anos de referência do período 2000-2006 e em 2013.

Para dimensionar a proporção de laqueaduras tubárias registradas como AIH processadas e pagas, foram utilizados os dados da PNDS 2006 para as mulheres alguma vez unidas laqueadas entre 2000 e 2006, aplicando-se os respectivos fatores de expansão. Os percentuais e as frequências expandidas baseiam-se em um número relativamente pequeno de casos, o que implica maior imprecisão da estimativa, isto é, maior dispersão em torno do valor esperado. Tendo em vista que a amostra da PNDS 2006 é probabilística aleatória com desenho amostral complexo, é necessário não somente usar o fator de ponderação apropriado, mas também incorporar o desenho amostral na estimação das medidas de interesse.<sup>5</sup> Ao se considerar o desenho amostral, é possível obter medidas de dispersão que informam a variabilidade dessas medidas.

Para incorporar o desenho amostral nas estimações, utilizou-se, em todas as tabulações com dados da PNDS 2006, a informação para conglomerado e estrato. Para as estimativas em que frequências expandidas foram utilizadas na comparação com os registros administrativos de AIH, informam-se o intervalo de confiança de 95% e o coeficiente de variação. O coeficiente de variação é dado pela divisão do erro padrão da medida amostral pelo seu valor, constituindo-se, portanto, em um indicador relativo de dispersão (BUSSAB; MORETTIN, 2010). O erro padrão, de outra forma, é uma medida absoluta de dispersão. A inclusão do intervalo de confiança e do coeficiente de variação justifica-se porque a variabilidade informada pelo erro padrão pode ser de pequena magnitude e a variabilidade relativa ser mais ampla. Além disso, por ser uma medida relativa, o coeficiente de variação permite a comparação entre as medidas obtidas (BUSSAB; MORETTIN, 2010). A informação conjunta dessas duas estatísticas de dispersão permite uma avaliação mais acurada das limitações e do risco ao se utilizar a frequência amostral expandida.

<sup>3</sup> Informações de Saúde (TABNET), Notas Técnicas. Disponível em <<http://tabnet.datasus.gov.br/cgi/sih>>. Acesso em: 11 out. 2014.

<sup>4</sup> Até 2007, a AIH de parto cesáreo com laqueadura tubária era denominada cesariana com laqueadura tubária em paciente com cesarianas sucessivas. A Portaria n. 2.848, de 6 de novembro de 2007, unificou os códigos e alterou denominações e especificações dos procedimentos ambulatoriais e hospitalares do SUS (BRASIL, 2007). Esta é a denominação utilizada neste artigo.

<sup>5</sup> Pesquisa Nacional de Demografia e Saúde da Criança e da Mulher – PNDS 2006: Aspectos metodológicos. Disponível em <[http://bvsm.sau.gov.br/bvs/pnds/banco\\_dados.php](http://bvsm.sau.gov.br/bvs/pnds/banco_dados.php)>. Acesso em: 10 abr. 2010.

Aplicando-se o fator de expansão referente à mulher disponibilizado no banco de dados da PNDS 2006, obtêm-se 3.371.523 mulheres de 15 a 49 anos alguma vez unidas que foram cirurgicamente esterilizadas no Brasil, entre 2000 e 2006 (Tabela 1). Desse total, 66,2% obtiveram o procedimento em um serviço do SUS, das quais 5,2% pagaram pelo procedimento. Este resultado indica que os serviços do SUS foram a fonte de obtenção do procedimento para dois terços das laqueadas no período analisado. A preponderância do sistema público de saúde como a maior fonte de obtenção da laqueadura tubária, em 1996, também é observada a partir dos dados da PNDS 1996 (CAETANO, 2010).

**TABELA 1**  
**Distribuição das mulheres de 15 a 49 anos alguma vez unidas esterilizadas cirurgicamente, por condição de pagamento do procedimento, segundo natureza do hospital**  
**Brasil – 2000-2006**

Natureza do hospital	Pagou pela esterilização (%)			Total (%)	Frequência expandida (ponderação normalizada para o total da amostra) (n. abs.)
	Sim	Não	Sem resposta		
Serviço público	5,2	60,9	0,1	66,2	2.248.024 (669)
Intervalo de confiança 95%	2,9-7,6	55,6-66,1	0,0-0,2		
Coefficiente de variação	10,7	2,9	49,6		
Serviço privado	29,4	4,5	0,0	33,8	1.150.119 (342)
Intervalo de confiança 95%	24,7-34,0	2,4-6,6	-		
Coefficiente de variação	4,1	9,2	-		
<b>Total</b>	<b>34,6</b>	<b>65,3</b>	<b>0,1</b>	<b>100,0</b>	<b>3.398.143 (1.011)</b>

Fonte: Microdados da Pesquisa Nacional de Demografia e Saúde da Criança e da Mulher, PNDS 2006.

Nota: O total é obtido pela soma das células da distribuição conjunta entre natureza e pagamento.

É necessário examinar em que medida as laqueaduras tubárias do período foram oferecidas de acordo com os critérios estabelecidos na letra da lei. A Tabela 2 apresenta a proporção de laqueaduras realizadas no SUS, sem pagamento, no período 2000-2006, segundo o período de espera e a relação com o parto. Observa-se que 45,9% das laqueaduras foram acopladas ao parto cesáreo. Tal procedimento só seria reembolsável via AIH de parto cesáreo com laqueadura tubária. Além dessas, 7,2% foram realizadas no pós-parto, o que está em desacordo com a Portaria n. 48, de fevereiro de 1999.

Além da informação sobre a relação da laqueadura tubária com o parto, a PNDS 2006 permite examinar o tempo decorrido entre a solicitação e a realização da cirurgia. Observa-se, na Tabela 2, que o período de espera, para 23,1% das mulheres operadas em serviços do SUS entre 2000 e 2006, foi inferior a 60 dias entre a solicitação e a operação. Restam, portanto, 492.506 cirurgias de esterilização cirúrgica feminina realizadas em serviços do SUS, no período estudado, compatíveis com a lei no que diz respeito ao tempo de espera e à relação com o parto, o que representa 23,8% do total desses procedimentos realizados no SUS sem pagamento.

Pode-se inferir que as laqueaduras de intervalo com período de espera entre a solicitação e a realização superior a 60 dias ocorreram em serviços autorizados. Do mesmo modo, é factível supor que as laqueaduras realizadas no parto cesáreo sejam justificadas por cesarianas

anteriores ou indicação médica, o que geraria AIH de parto cesáreo com laqueadura tubária. A soma dessas AIH com aquelas de laqueadura tubária forneceria o total de procedimentos processados e pagos no Sistema de Informação Hospitalar (SIH/SUS) no período em questão.

**TABELA 2**  
**Distribuição das laqueaduras tubárias realizadas no SUS gratuitamente, segundo o período de espera e a relação com o parto**  
**Brasil – 2000-2006**

<b>Período de espera e relação com parto</b>	<b>%</b>	<b>Frequência expandida (ponderação normalizada para o total da amostra) (n. abs.)</b>
Parto cesáreo	45,9	
Intervalo de confiança 95%	40,3-51,5	949.206 (282)
Coefficiente de variação	6,2	
Pós-parto	7,2	
Intervalo de confiança 95%	4,4-10,0	149.478 (44)
Coefficiente de variação	19,6	
Período incompatível com a lei	23,1	
Intervalo de confiança 95%	18,7-27,4	477.131 (142)
Coefficiente de variação	9,6	
Período compatível com a lei	23,8	
Intervalo de confiança 95%	18,3-29,3	492.506 (147)
Coefficiente de variação	11,7	
<b>Total</b>	<b>100,0</b>	<b>2.068.321 (615)</b>

Fonte: Microdados da Pesquisa Nacional de Demografia e Saúde da Criança e da Mulher, PNDS 2006.

Assim, as quantidades de AIH de laqueadura tubária e de laqueadura tubária no parto cesáreo podem ser comparadas às respectivas frequências estimadas a partir dos dados da PNDS 2006. A Tabela 3 traz o número de AIH de laqueadura tubária e o de parto cesáreo com laqueadura tubária processados no país no período analisado e as respectivas frequências estimadas a partir da PNDS 2006 extraídas da Tabela 2. Também são apresentadas as proporções, em termos percentuais, das frequências de AIH processadas e pagas em relação aos totais de esterilização cirúrgica feminina estimados a partir dos dados da PNDS 2006.

**TABELA 3**  
**Número de Autorizações de Internação Hospitalar (AIH) de laqueadura tubária registradas e porcentagem em relação aos respectivos totais observados no SUS**  
**Brasil – 2000-2006**

<b>Bases</b>	<b>Números</b>
<b>AIH (SIH-SUS)</b>	
Laqueadura tubária	146.244
Parto cesáreo com laqueadura tubária	41.894
Total	188.138
<b>PNDS 2006</b>	
Laqueaduras tubárias compatíveis com a regulamentação	492.506
Laqueaduras tubárias no parto cesáreo	949.206
Total	1.441.712
<b>AIH/PNDS 2006 (%)</b>	
Laqueaduras tubárias compatíveis com a regulamentação	29,7
Parto cesáreo com laqueadura tubária	4,4
Total	13,0

Fonte: Microdados da Pesquisa Nacional de Demografia e Saúde da Criança e da Mulher, PNDS 2006; Datasus. SIH/SUS (<http://w3.datasus.gov.br/datasus>).

As AIH de laqueadura tubária constituíram 29,7% do total observado de procedimentos potencialmente compatíveis com a lei no que se refere ao período de espera e à relação com o parto, captados pela PNDS 2006 para o período em questão (Tabela 3). De outra forma, 70,3% das esterilizações cirúrgicas femininas do subconjunto estimado potencialmente compatível com a lei não teriam aderência com a regulamentação relativa ao período de aconselhamento. Ademais, o número de AIH de parto cesáreo com laqueadura tubária significou 4,4%, do total estimado a partir da PNDS 2006. Este resultado indica que o acoplamento com uma cesariana, à revelia da lei, configurou-se como um mecanismo importante para a obtenção gratuita da esterilização cirúrgica feminina no sistema público de saúde.

A soma de AIH de laqueadura tubária e de parto cesáreo com laqueadura tubária representou 13% das esterilizações no parto cesáreo e de intervalo, potencialmente compatíveis com a lei, realizadas no SUS de 2000 a 2006. Ainda que sujeitos a variação amostral, os resultados da comparação entre o número de AIH de laqueadura tubária e o total de esterilizações cirúrgicas femininas estimado utilizando os dados da PNDS 2006 indicam que a provisão desse procedimento em serviços credenciados do SUS esteve muito aquém do total estimando para o período 2000-2006.

### **Municípios com serviços credenciados para realização de laqueadura tubária em 2006 e 2013: uma aproximação**

Além dos requisitos exigidos para a realização de laqueadura tubária em serviço autorizado do SUS e de eventuais critérios extralegais de parte dos médicos, a ausência de serviço no município pode configurar-se como uma dificuldade primária para obtenção do procedimento. Em outras palavras, a inexistência de serviço autorizado no município ou em município próximo pode ser determinante para a realização do procedimento ao largo da legislação e, em última instância, para o insucesso na obtenção da laqueadura.

Para examinar a presença, por município, de serviços de planejamento familiar que ofereciam esterilização cirúrgica feminina no âmbito do SUS, foram utilizadas, novamente, as AIH de laqueadura tubária e de parto cesáreo com laqueadura processadas e pagas, segundo o município de internação, referentes a 2006 e 2013. O emprego das AIH de 2006 deve-se ao fato de que neste ano, em comparação aos anteriores, foi registrado o maior número de AIH de laqueadura tubária, envolvendo o maior número de municípios. Logo, a rede de municípios com serviço de planejamento familiar era mais ampla em 2006 do que em qualquer um dos anos entre 2000 e 2005. A análise das AIH de laqueadura tubária processadas e pagas em 2013 visa apresentar o quadro mais recente para contrapor à situação de 2006 e oferecer um panorama do período pós-2006.

Em face da inexistência da série histórica de habilitação de hospitais do SUS autorizados a realizar o procedimento, as AIH de laqueadura tubária processadas e pagas foram empregadas como *proxy* da presença, no município, de serviço credenciado. A utilização desta aproximação deve-se ao fato de que o Datasus armazena somente a série mais recente de habilitações, não

sendo possível identificar, ano a ano, os hospitais com serviço de planejamento familiar que foram posteriormente fechados. Neste aspecto, deve-se levar em conta que a ausência de registro de AIH de laqueadura tubária em determinado ano não significa, necessariamente, a inexistência de serviço credenciado.

Para identificar a existência de capacidade hospitalar para a realização da laqueadura foram utilizadas, como *proxy*, as AIH de clínica cirúrgica e obstétrica, excetuando-se os partos normais. Se, em um dado município, foi processada e paga pelo menos uma AIH cirúrgica ou obstétrica em 2006 e 2013, considerou-se que o mesmo apresentava serviço hospitalar hábil para a realização da laqueadura tubária no respectivo ano.

A coluna A da Tabela 4 apresenta o total de municípios do país em 2006, por região. Na coluna B, encontram-se os percentuais de municípios, em relação ao total de cada região, com pelo menos uma AIH de procedimento cirúrgico ou obstétrico, exceto partos normais. A coluna C apresenta o resultado de interesse, ou seja, a proporção de municípios, por região, com registro de AIH de laqueadura tubária em relação ao total de municípios com AIH obstétrica ou cirúrgica processada e paga. Em 2006, foram geradas AIH de laqueadura tubária, isolada ou em parto cesáreo, em 13,8% dos municípios brasileiros com capacidade potencial para realizar este procedimento cirúrgico. A Região Sudeste detinha a maior proporção (19,2%), seguida pelo Sul (14,5%) e Centro-Oeste (13,5%), ao passo que as Regiões Norte e Nordeste apresentaram as menores proporções (9,1% e 10,1%, respectivamente).

**TABELA 4**  
**Percentual de municípios com AIH cirúrgica/obstétrica e com AIH de laqueadura tubária, segundo regiões**  
**Brasil – 2006-2013**

Região	2006				2013			
	-A- Nº de municípios	-B- Municípios com AIH cirúrgica/ obstétrica (1) (% de A)	-C- Municípios com AIH de laqueadura tubária		-D- Nº de municípios	-E- Municípios com AIH cirúrgica/ obstétrica (1) (% de D)	-F- Municípios com AIH de laqueadura tubária	
			% de B	N. abs.			% de E	N. abs.
NO	449	58,6	9,1	24	450	54,9	24,7	61
NE	1.793	57,0	10,1	103	1.793	39,6	26,3	187
SE	1.668	51,8	19,2	166	1.668	45,3	42,7	323
SU	1.188	57,4	14,5	99	1.191	45,3	28,4	153
CO	466	74,7	13,5	47	467	59,7	39,1	109
<b>Total</b>		<b>57,1</b>	<b>13,8</b>	<b>439</b>		<b>45,5</b>	<b>32,9</b>	<b>833</b>
<b>N. abs.</b>	<b>5.565</b>	<b>3.179</b>			<b>5.570</b>	<b>2.532</b>		

Fonte: Datasus. SIH/SUS (<http://w3.datasus.gov.br/datasus>).

(1) Exclusive partos normais.

Esses percentuais são indicativos de uma rede de municípios com registro de AIH de laqueadura tubária restrita, mesmo na Região Sudeste. Se a esses achados forem acrescentados os anteriores, especialmente o ínfimo total de AIH de laqueaduras tubárias registrado no período de 2000 a 2006 em relação ao total de procedimentos realizados no

SUS conforme captado pela PNDS 2006, a receita para a formação de uma demanda frustrada por esterilização cirúrgica feminina se completa. Pelo menos até 2006.

A Tabela 4 também apresenta essas informações para o ano de 2013. Como se observa na coluna D, foram criados cinco municípios entre 2006 e 2013.<sup>6</sup> Nesse mesmo período, o número de municípios com pelo menos uma AIH obstétrica ou cirúrgica processada e paga decresceu em 20,4%, passando de 3.179 para 2.532. Esta diminuição está relacionada com fatores relativos ao financiamento do SUS, ao avanço e aprimoramento da atenção básica e à transição do modelo de sistema de saúde no Brasil (RIBEIRO, 2009; MENDES et al., 2012). De qualquer maneira, esta queda enviesa a comparação da proporção de municípios com AIH de laqueadura tubária em relação ao total de municípios da região com capacidade hospitalar potencial entre 2006 e 2013.

Por este motivo, foram comparados apenas os municípios com registro de AIH de laqueadura tubária nos anos em questão (colunas C e F, Tabela 4). Como se pode notar, o número de municípios brasileiros com pelo menos uma AIH de laqueadura tubária processada e paga cresceu 89,7%, entre 2006 e 2013, passando de 439 para 833. O aumento mais intenso ocorreu nas Regiões Norte (154%) e Centro-Oeste (132%), devido, basicamente, ao pequeno número de municípios com registro de laqueadura tubária em 2006. Embora menores do que nessas regiões, os crescimentos no Sudeste (94,6%) e no Nordeste (81,6%) também foram vigorosos. Na Região Sul o incremento (54,5%) foi mais modesto, mas ainda assim importante.

O exame da distribuição intrarregional e intraestadual de municípios com AIH de laqueaduras tubárias processadas e pagas em 2006 foge ao escopo deste artigo, mas é razoável supor, conforme Amorim (2008), que, diante da capacidade hospitalar necessária para efetuar o procedimento cirúrgico, prevalecessem as capitais, os municípios das regiões metropolitanas e os municípios médios. Mas, talvez mais importante, a existência de serviços credenciados depende de iniciativa política, organizacional e operacional dos gestores estaduais da saúde e, principalmente, dos gestores municipais, bem como de recursos profissionais e infraestrutura, variando, por isso, de Estado para Estado. Tomem-se os casos do Ceará e Alagoas a título de exemplo. Dos 1.794 municípios da Região Nordeste, em 2006 e 2013, 10,3% eram cearenses e 5,7% alagoanos. Entretanto, do total de municípios nordestinos com registro de AIH de laqueadura tubária, 23,9% (103), em 2006, e 31,5% (187), em 2013, pertenciam ao Ceará. Na outra ponta, Alagoas tinha apenas um município, a capital, com registro de AIH de laqueadura tubária em 2006 e assim permaneceu em 2013.

Vale registrar, também, o que se passou em relação à quantidade de AIH de laqueadura tubária e de parto cesáreo com laqueadura tubária no período posterior a 2006. Entre 2007 e 2013, foram processadas e pagas 239.576 AIH do primeiro tipo e 122.993 do segundo, totalizando 362.569 procedimentos. Comparando-se esses números com os apresentados na Tabela 4, verifica-se que o número de AIH de laqueadura tubária cresceu, do primeiro para o segundo período, 164% e o de parto cesáreo com laqueadura tubária ampliou-se

<sup>6</sup> As Regiões Nordeste e Sudeste permaneceram com o mesmo número de municípios.

em 294%. Essas frequências indicam que, entre 2007 e 2013, um terço das laqueaduras tubárias foi realizado em um parto cesáreo, em comparação a 22,3% no período 2000-2006. Em face de tal incremento, esta é uma tendência na prática da laqueadura tubária no SUS merecedora de uma análise específica.

De qualquer forma, no âmbito do SUS, o quadro revelado para o período 2007-2013 é mais auspicioso do que o encontrado para o período 2000-2006. Como observado, aumentaram o número e a proporção de municípios com registro de AIH de laqueadura tubária em todas as regiões e a quantidade desse procedimento, no total do país, cresceu substancialmente. Não obstante, a rede de municípios com registro de AIH de laqueadura tubária, como *proxy* da existência de serviço credenciado para ofertar a esterilização cirúrgica feminina nos critérios das regulamentações da Lei n. 9.263, pode ser considerada limitada também em 2013 e, mais importante, varia sobremaneira a depender do Estado. Além de Alagoas, também no Acre, Amazonas, Roraima e Piauí houve registro de laqueadura tubária pelo SUS em apenas um município em 2006. No Maranhão, foram dois municípios. Em 2013, houve registro de AIH de laqueadura tubária em apenas um município nos Estados de Roraima e Alagoas, em dois municípios no Acre e Piauí e em oito no Maranhão.

Dada a inexistência de pesquisas sobre saúde reprodutiva e contracepção depois da PNDS 2006, não é possível avaliar, para o período 2007-2013, a relação entre o total de esterilizações cirúrgicas femininas e as ocorridas no SUS, bem como sobre a aderência dessas aos critérios regulatórios da Lei n. 9.263.

### **Demanda frustrada por laqueadura tubária**

Os resultados apresentados nas seções anteriores indicam que o SUS, em relação ao setor privado de saúde, foi a principal fonte de laqueadura tubária no período 2000-2006 e que, apesar do declínio da participação desse procedimento no *mix* contraceptivo observado entre 1996 e 2006, 76,2% das esterilizações cirúrgicas femininas não pagas ocorridas no SUS no período estudado foram efetuadas fora dos critérios estipulados pelas regulamentações da Lei n. 9.263 no que se refere à relação com parto e ao período mínimo de espera para aconselhamento. Esses achados dizem respeito às laqueaduras concretizadas.

É possível que para casais e mulheres com certas características ou em determinadas situações esses critérios constituam obstáculos intransponíveis, tornando a obtenção da laqueadura tubária desejada inalcançável, mesmo à revelia da legislação. Essa hipótese pode ser examinada a partir do questionário da PNDS 2006,<sup>7</sup> que incluiu dois quesitos que pesquisaram o desejo e a tentativa efetiva de obter a laqueadura tubária entre as mulheres alguma vez unidas e não esterilizadas. O quesito 386 inquiriu se a entrevistada “alguma vez quis fazer esterilização”. Para as que responderam “sim”, o quesito seguinte, 387, pesquisou “o que aconteceu que não fez a esterilização”. As opções de resposta eram: (1) não sabia

<sup>7</sup> Pesquisa Nacional de Demografia e Saúde da Criança e da Mulher – PNDS 2006: Questionário da Mulher. Disponível em: <[http://bvsm.s.saude.gov.br/bvs/pnds/banco\\_dados.php](http://bvsm.s.saude.gov.br/bvs/pnds/banco_dados.php)>. Acesso em: 10 abr. 2010.

onde conseguir; (2) tentou e o serviço de saúde não concordou; (3) tentou e não conseguiu; (4) desistiu; (5) o marido não concordou; e (6) outro.

Para estimar a prevalência contraceptiva que incorpore as tentativas efetivas, porém frustradas, de obtenção por laqueadura tubária, as mulheres unidas de 21 a 25 anos com pelo menos dois filhos vivos e cujo último nascimento tenha sido à idade mínima de 21 anos e as mulheres unidas com 26 anos de idade ou mais que responderam “sim” no quesito 386 e (2), (3) ou (5) no quesito 387 foram classificadas como se esterilizadas tivessem sido. Como não foi levantada a idade ou ano em que a tentativa de obtenção foi feita, este procedimento evita, ao menos, a inclusão de mulheres cuja idade ao nascimento do segundo filho era inferior ao estabelecido pela Portaria n. 144 para a solicitação da laqueadura (BRASIL, 1997).

A adoção dos cortes de idade em 21 e 26 anos baseou-se no item 3.4 da Portaria n. 144 e nas disposições do Código Civil Brasileiro de 1916 e de 2002.<sup>8</sup> No que se refere a capacidade civil, idade e número de filhos, são duas as possibilidades que imputam o direito à requisição da esterilização cirúrgica no sistema público de saúde: capacidade civil plena e maiores de 25 anos de idade; ou capacidade civil plena e pelo menos dois filhos. Até 2002, a capacidade civil plena era alcançada ao se completar 21 anos de idade, ressalvadas as condições dispostas nos artigos 5º e 6º do Código Civil de 1916 (BRASIL, 2003). Ressalvadas as condições dispostas nos artigos 3º, 4º e 5º do Código Civil de 2002, desde 2003 a capacidade civil plena é obtida ao se completar 18 anos de vida. Portanto, a segunda condição relativa a capacidade civil plena, idade e número de filhos presente na Portaria n. 144 era preenchida, até 2002, com a idade completa de 21 anos e pelo menos dois filhos. A partir de 2003, esta condição passou a ser preenchida com a idade completa de 18 anos e pelo menos dois filhos.

Diante do exposto, poder-se-ia ter sido mais rigoroso analiticamente, alterando-se o critério de idade a partir de 2003, inclusive, e considerando direito de toda mulher com pelo menos 18 anos de idade e no mínimo dois filhos a obtenção da laqueadura tubária no sistema público de saúde. Não obstante, como indica a literatura, na percepção e prática dos profissionais de saúde que atuam na provisão de laqueadura tubária no âmbito do SUS, quanto mais jovem maior é a chance de arrependimento após a laqueadura (OSIS et al., 2009). Por esses motivos, adotou-se, neste artigo, o critério mais restritivo de idade, que vigorava na época da sanção da Lei n. 9.263, em 1997, ou seja, a definição etária do Código Civil de 1916 – 21 anos – para o término da minoridade e aquisição da capacidade civil plena. Como precaução adicional, adotou-se a idade de 26 anos completos para a primeira condição.

Utilizando-se esses cortes etários, foi estimada a distribuição percentual da prevalência contraceptiva hipotética sob a hipótese de que as mulheres unidas de 15 a 49 anos que responderam “sim” no quesito 386 e (2), (3) ou (5) no quesito 387 obtiveram a laqueadura tubária. Deve-se considerar que esta é uma estimativa aproximada, mas conservadora, pois não incorpora 19% das que tentaram e responderam que desistiram (opção 4 do quesito

<sup>8</sup> O Código Civil Brasileiro de 1916 vigeu até 2002. A partir de 2003 passou a vigor o novo Código Civil.

387), sem explicitação da razão. Como discutido anteriormente, é razoável supor que parte das desistências tenha ocorrido devido à extensão do período de espera (CARVALHO et al., 2007; VIEIRA; SOUZA, 2009) e que, portanto, essas desistentes teriam efetivamente tentado.

A primeira coluna da Tabela 5 apresenta a prevalência contraceptiva observada. Na segunda coluna são acrescentadas as mulheres unidas de 15 a 49 anos de idade que informaram ter tentado, mas o serviço de saúde não concordou. A terceira coluna mostra a prevalência contraceptiva relativa incluindo as que informaram ter tentado e não conseguido, sem especificação do motivo. A prevalência que seria observada com a incorporação daquelas cujos cônjuges não concordaram constitui a última coluna da Tabela 5. Assim, as distribuições proporcionais da prevalência contraceptiva nas colunas 2, 3 e 4 são hipotéticas e cumulativas.

**TABELA 5**  
**Distribuição observada do uso de métodos contraceptivos e distribuição estimada na hipótese de que as mulheres unidas de 15 a 49 anos que tentaram obter a esterilização cirúrgica fossem bem-sucedidas Brasil – 2006**

Métodos	Em porcentagem			
	Observada (1)	(1) + Tentou e serviço não concordou = (2)	(2) + Tentou e não conseguiu = (3)	(3) + Cônjuge não concordou = (4)
Esterilização feminina	29,1	32,6	35,8	36,7
Pílula	23,4	22,1	20,6	20,2
Preservativo masculino	13,0	12,2	11,8	11,7
Demais modernos	10,8	10,2	9,8	9,6
Tradicionais	4,3	4,1	3,9	3,8
Nenhum	19,3	18,8	18,0	17,9
Sem resposta	0,1	0,1	0,1	0,1
<b>Total</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>

Fonte: Microdados da Pesquisa Nacional de Demografia e Saúde da Criança e da Mulher, PNDS 2006.

Nota: Número de observações (ponderação normalizada para o total da amostra): 9.967.

A classificação esterilização feminina como método utilizado para as entrevistadas que responderam ter efetivamente tentado obter a laqueadura tubária e para aquelas que seus cônjuges não concordaram leva a participação deste método no *mix* contraceptivo de 2006 a 36,7%, ou seja, 26,2% superior à observada nesse mesmo ano. O componente de maior peso (43,9%) neste aumento é a não concordância do serviço de saúde, seguido pela não obtenção sem especificação do motivo do insucesso (41,2%). Os restantes 14,9% devem-se à não concordância do cônjuge.

Caso essas mulheres tivessem sido esterilizadas, a prevalência dos demais métodos necessariamente diminuiria em termos relativos. Vê-se, por exemplo, que a prevalência de contraceptivos orais decresce, relativamente, de 23,4% (coluna 1) para 20,2% (coluna 4), ou seja, torna-se 13,8% menor. O mesmo ocorre com a prevalência dos métodos tradicionais, que seria 11,5% menor, a de preservativo masculino, 10,2% menor, e a dos demais métodos modernos, 10,6% menor.

Neste cenário hipotético, a proporção de mulheres entre 15 e 49 anos unidas e esterilizadas em 2006 seria 3,4 pontos percentuais inferior à observada em 1996 (40,1%) e 7,6 pontos percentuais superior à observada em 2006. Assim, se essas mulheres que efetivamente tentaram obter a esterilização cirúrgica feminina tivessem sido bem-sucedidas, a participação deste método no *mix* contraceptivo de 2006 estaria mais próxima da proporção observada em 1996 do que daquela observada em 2006.

### Considerações finais

A análise empreendida neste artigo mostrou que dois terços das esterilizações cirúrgicas femininas ocorridas no Brasil, entre 2000 e 2006, foram realizadas em hospitais da rede pública. Desses, 5,2% dos procedimentos foram pagos. Entre as esterilizações gratuitas, apenas 23,8% estavam potencialmente compatíveis com as regulamentações da Lei n. 9.263 no que se refere ao período mínimo entre a solicitação e a realização da cirurgia e à relação com parto. É verdade que as laqueaduras no parto cesáreo poderiam ter ocorrido devido a cesarianas sucessivas ou por indicação médica. No entanto, as AIH geradas para esse tipo de procedimento representaram somente 4,4% do total de laqueaduras no parto cesáreo estimado a partir dos dados da PNDS 2006. No cômputo geral, as AIH envolvendo laqueadura tubária representaram 13% do total estimado de esterilizações femininas potencialmente compatíveis com a legislação, ocorrido no SUS nos sete anos em questão. O exame das AIH de laqueadura tubária para 2006 indicou que a rede de municípios com serviços do SUS autorizados a oferecer a esterilização cirúrgica feminina naquele ano era bastante restrita. Em consequência das tentativas mal-sucedidas de obtenção da laqueadura tubária, identificou-se uma demanda frustrada pelo procedimento que, caso houvesse sido atendida, elevaria a participação deste método no *mix* contraceptivo brasileiro de 2006 dos 29,1% observados para 36,7%, mais próxima dos 40,1% observados em 1996.

Os achados para o período 2007-2013 mostram um crescimento importante no número de laqueaduras tubárias realizadas em serviços do SUS em relação ao período 2000-2006, com aumento significativo do peso de partos cesáreos com laqueadura tubária. Verificou-se, ainda, uma ampliação no número de municípios com registro de AIH de laqueadura tubária em todas as regiões brasileiras. Entretanto, há diferenças regionais e estaduais relevantes e reveladoras, como indicam os casos do Ceará e Alagoas.

Esses achados colocam em questão a dimensão potencialmente restritiva, não antecipada, da legislação para a obtenção gratuita da laqueadura tubária no SUS. A necessidade de apresentar concordância do cônjuge e a proibição da laqueadura pós-parto tendem a estimular a realização de cesarianas desnecessárias (POTTER et al., 2003) e de outros procedimentos reembolsáveis pelo SUS para acobertar a esterilização cirúrgica feminina e cobrir seus custos, da mesma forma que ocorria antes da Lei n. 9.263 (CAETANO; POTTER, 2004).

A não concordância do serviço em realizar a laqueadura tubária foi a principal razão para o insucesso das mulheres que tentaram obter o procedimento no SUS. É possível que a

recusa esteja relacionada com a imposição de critérios mais restritivos do que os requisitos da legislação e com o desconhecimento da mesma (LUIZ; CITELI, 2000; BERQUÓ; CAVENAGHI, 2003; CARVALHO et al., 2007). A desistência, por sua vez, tende a estar associada à extensão do período de espera relacionado ao período de aconselhamento e ao fluxo administrativo-burocrático desde o atendimento até a realização do procedimento (CARVALHO et al., 2007; OSIS et al., 2009; VIEIRA; SOUZA, 2009). Em outros contextos, o empecilho é a inexistência, no município, de hospital do SUS credenciado para prover a laqueadura tubária nos termos da lei (AMORIM et al., 2008).

No Brasil, como em outros países da América Latina, a provisão de contracepção moderna foi legislada e incorporada à política de saúde no contexto da descentralização do sistema público. Assim, a oferta de métodos em serviços públicos tende a padecer dos mesmos males que as demais áreas da saúde, tais como disfunção entre o nível central e o nível local, falta de mecanismos de estímulo para o estabelecimento de serviços e sanção para a não aderência às normas, descontinuidades derivadas das mudanças dos gestores a cada eleição, entre outros (CAETANO, 2014).

Ademais, em políticas públicas concebidas centralmente e implementadas localmente – a descentralização da saúde e o Programa Bolsa Família são paradigmáticos –, a regulamentação e as iniciativas centrais buscam induzir a organização e a melhoria dos serviços essenciais locais (ARRETCHE, 1999). Um exemplo pertinente é o Índice de Gestão Descentralizada (IGD) no caso da inclusão de famílias e atualização das informações do Cadastro Único, do Ministério de Desenvolvimento Social e Combate à Fome.<sup>9</sup>

No caso da esterilização cirúrgica feminina, deve-se considerar que a Lei n. 9.263 e as portarias que a regulamentam não estabelecem estímulos para a organização de serviços de planejamento familiar por parte dos gestores de saúde municipais. Tampouco foram previstas sanções para o descumprimento da lei por parte de médicos e serviços (VIEIRA; FORD, 2004). Portanto, a oferta de laqueadura no setor público, de acordo com a lei de planejamento familiar, depende da perspectiva e da diligência dos gestores de saúde estaduais e, mormente, de cada município.

É bastante provável que a legislação do planejamento familiar teve consequências não antecipadas que tendem a restringir a obtenção da laqueadura tubária no SUS nos termos da lei. Porém, a mera existência de legislação específica não tem, por si só, o poder da transubstanciação. Sem mecanismos de estímulo à implantação de serviços no nível local, bem como sanções para o descumprimento da legislação, a Lei n. 9.263 e suas regulamentações tendem a ser apenas letra.

<sup>9</sup> Disponível em: <<http://www.mds.gov.br/bolsafamilia/gestaodescentralizada/indice-de-gestao-descentralizada-igd>>. Acesso em: 12 nov. 2013.

## Referências

- AMORIM, F. A.; CAVENAGHI, S.; ALVES, J. E. D. Mudanças recentes no uso de métodos contraceptivos no Brasil e na Colômbia: com especial menção à esterilização masculina e feminina. In: WONG, L. R. (Ed.). **Población y salud sexual y reproductiva en América Latina**. Rio de Janeiro: Alap, v. 4, 2008, p.101-130 (Serie Investigaciones).
- ARRETCHE, M. T. S. Políticas sociais no Brasil: descentralização em um Estado federativo. **Revista Brasileira de Ciências Sociais**, v. 14, p. 111-141, 1999. Disponível em: <[http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S0102-69091999000200009&nrm=iso](http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0102-69091999000200009&nrm=iso)>.
- BARROSO, C. Esterilização feminina: liberdade e opressão. **Revista de Saúde Pública**, v. 18, 1984.
- BERQUÓ, E. Brasil, um caso exemplar a espera de uma ação exemplar: anticoncepção e partos cirúrgicos. **Estudos Feministas**, v. 1, n. 2, p. 366-381, 1993.
- \_\_\_\_\_. **A saúde reprodutiva das mulheres na 'década perdida'**. São Paulo: Cebrap, 1995.
- BERQUÓ, E.; CAVENAGHI, S. Direitos reprodutivos de mulheres e homens face à nova legislação brasileira sobre esterilização voluntária. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 19, n. 2, p. 441-453, 2003.
- BRASIL. Congresso Nacional. **Exame da incidência da esterilização em massa de mulheres no Brasil**. Brasília: Comissão Parlamentar de Inquérito, 1993.
- BRASIL. Ministério da Saúde. **Manual técnico operacional do Sistema de Informação Hospitalar 2010** – Versão 01.2012. Brasília: Secretaria de Atenção à Saúde/Departamento de Regulação, Avaliação e Controle/Coordenação Geral de Sistemas de Informação, 2012.
- \_\_\_\_\_. Portaria n. 144, de 20 de novembro de 1997. **Diário Oficial da União**, 24 de novembro de 1997. Disponível em: <[http://sna.saude.gov.br/legisla/legisla/plan\\_f/SAS\\_P144\\_97plan\\_f.doc](http://sna.saude.gov.br/legisla/legisla/plan_f/SAS_P144_97plan_f.doc)>. Acesso em: 15 dez. 2013.
- \_\_\_\_\_. Portaria n. 1.230, de 14 de outubro de 1999. **Diário Oficial da União**, 18 de outubro de 1999a. Disponível em: <<http://dtr2001.saude.gov.br/sas/PORTARIAS/Port99/GM/GM-1230.html>>. Acesso em: 14 dez. 2013.
- \_\_\_\_\_. Portaria n. 48, de 11 de fevereiro de 1999. **Diário Oficial da União**, 17 de fevereiro de 1999b. Disponível em: <<http://dtr2001.saude.gov.br/sas/PORTARIAS/Port99/PT-048.html>>. Acesso em: 13 abr. 2008.
- \_\_\_\_\_. Portaria n. 2.848, de 6 de novembro de 2007. **Diário Oficial da União**, 07 de novembro de 2007. Disponível em: <<http://dtr2001.saude.gov.br/sas/PORTARIAS/Port2007/GM/GM-2848.htm>>. Acesso em: 24 dez. 2013.
- BRASIL. Presidência da República. Lei n. 9.263, de 12 de janeiro de 1996. **Diário Oficial da União**, 15 de janeiro de 1996. Disponível em: <[http://www.planalto.gov.br/ccivil\\_03/leis/l9263.htm](http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/l9263.htm)>. Acesso em: 15 jan. 2000.
- BRASIL. Senado Federal. **Código Civil: quadro comparativo 1916/2002**. Brasília: Subsecretaria de Edições Técnicas, 2003.
- BUSSAB, W. D. O.; MORETTIN, P. A. **Estatística básica**. 6ª ed. São Paulo: Ed. Saraiva, 2010.
- CAETANO, A. J. Ascensão e queda da laqueadura tubária no Brasil: uma avaliação das pesquisas de demografia e saúde de 1986, 1996 e 2006. In: XVII ENCONTRO DA ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE ESTUDOS POPULACIONAIS. **Anais...** Caxambu MG, 20-24 de setembro 2010.
- \_\_\_\_\_. Diferenciais no acesso e uso de métodos contraceptivos modernos: Colômbia, Peru e Honduras. In: WONG, L. R. et al. (Eds.). **Cairo+20: perspectivas de la agenda de población y desarrollo sostenible después de 2014**. Rio de Janeiro: Alap, 2014, p.149-162.

CAETANO, A. J.; POTTER, J. E. Politics and female sterilization in the Brazilian Northeast. **Population and Development Review**, v. 30, n. 1, 2004.

CARVALHO, L. E. C. D. et al. Esterilização cirúrgica voluntária na Região Metropolitana de Campinas, São Paulo, Brasil, antes e após sua regulamentação. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 23, p. 2906-2916, 2007. Disponível em: <[http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S0102-311X2007001200012&nrm=iso](http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0102-311X2007001200012&nrm=iso)>.

DINIZ, S.; SOUZA, C. M.; PORTELLA, A. P. Not like our mothers: reproductive rights and the emergence of citizenship among rural workers, domestic workers and housewives. In: PETCHESKY, R.; JUDD, K. (Eds.). **Negotiating reproductive rights**. Women's perspectives across countries and cultures. London: Zed Books, 1998.

GELEDÉS. **Esterilização**: impunidade ou regulamentação? São Paulo: Geledés – Instituto da Mulher Negra, 1991.

LUIZ, O. D. C.; CITELI, M. T. **Esterilização cirúrgica voluntária na Região Metropolitana de São Paulo**: organização e oferta de serviços, 1999. São Paulo: Comissão de Cidadania e Reprodução, 2000.

MARTINE, G. Brazil's fertility decline, 1965-95: a fresh look at key factors. **Population and Development Review**, v. 22, n. 1, p. 47-75, Mar. 1996. Disponível em: <Go to ISI://A1996UH92400003>.

MENDES, A. D. C. G. et al. Assistência pública de saúde no contexto da transição demográfica brasileira: exigências atuais e futuras. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 28, p. 955-964, 2012. Disponível em: <[http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S0102-311X2012000500014&nrm=iso](http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0102-311X2012000500014&nrm=iso)>.

MERRICK, T. W.; BERQUÓ, E. **The determinants of Brazil's recent rapid decline in fertility**. Washington D.C.: National Academy Press, 1983.

OSIS, M. J. D. et al. Atendimento à demanda pela esterilização cirúrgica na Região Metropolitana de Campinas, São Paulo, Brasil: percepção de gestores e profissionais dos serviços públicos de saúde. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 25, p. 625-634, 2009. Disponível em: <[http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S0102-311X2009000300017&nrm=iso](http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0102-311X2009000300017&nrm=iso)>.

PERNAMBUCO. Assembleia Legislativa. **Esterilização feminina em Pernambuco**. Relatório Final. Recife: Assembleia Legislativa, 1992.

PERPÉTUO, I. H. O.; WAJNMAN, S. Socioeconomic correlates of female sterilization in Brazil. In: CICRED-ISUNAM SEMINAR ON POVERTY, FERTILITY AND FAMILY PLANNING. Cidade do México, 2-4 junho 1998.

PERPÉTUO, I. H. O.; WONG, L. R. Desigualdade socioeconômica na utilização de métodos anticoncepcionais no Brasil: uma análise comparativa com base nas PNDS 1996 e 2006. In: MINISTÉRIO DA SAÚDE; CEBRAP (Eds.). **Pesquisa Nacional de Demografia e Saúde da Criança e da Mulher – PNDS 2006**: dimensões do processo reprodutivo e da saúde da criança. Brasília: Ministério da Saúde, v.1, p. 85-104, 2009 (Série G – Estatística e Informação em Saúde).

POTTER, J.; PERPÉTUO, I.; AL, E. Frustrated demand for postpartum female sterilization in Brazil. **Contraception**, v. 67, p. 385-390, 2003.

RIBEIRO, J. M. Desenvolvimento do SUS e racionamento de serviços hospitalares. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 14, p. 771-782, 2009. Disponível em: <[http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S1413-81232009000300013&nrm=iso](http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1413-81232009000300013&nrm=iso)>.

SANTOS, A. C. D. **Sistema de informações hospitalares do Sistema Único de Saúde**: documentação do sistema para auxiliar o uso das suas informações. Dissertação (Mestrado). Escola Nacional de Saúde Pública Sergio Arouca, Rio de Janeiro, 2009.

VIEIRA, E. M.; FORD, N. J. Provision of female sterilization in Ribeirão Preto, São Paulo, Brazil. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 20, n. 5, p. 1201-1210, 2004.

VIEIRA, E. M.; SOUZA, L. D. Acesso à esterilização cirúrgica pelo Sistema Único de Saúde, Ribeirão Preto, SP. **Revista de Saúde Pública**, v. 43, p. 398 - 404, 2009.

## Sobre o autor

*André Junqueira Caetano* tem pós-doutorado no Departamento de Estatística Social e Demografia da University of Southampton, doutor em Sociologia com especialização em Demografia pela University of Texas at Austin e mestre em Demografia pelo Cedeplar-UFMG. Professor da Pontifícia Universidade Católica de Minas Gerais – PUC Minas.

## Endereço para correspondência

Av. Itaú, 505  
30535-012 – Belo Horizonte-MG, Brasil

## Abstract

*Female surgical sterilization in Brazil, 2000 to 2006: Compliance with the family planning law and frustrated demand*

Brazilian Act 9263, of 1996, ended a historic omission by the Brazilian State regarding family planning policies. Among other provisions, the law legalized surgical sterilization in the public health system. In contrast, Ministry of Health ordinances No. 144, of 1997, and No. 48, of 1999, set down potentially restrictive criteria for obtaining tubal ligation in compliance with law. If non-compliance with the regulation is related to the mandatory 60-day counselling period and to the prohibition of tubal ligation until the 42nd day postpartum, some refusals by professionals involved in providing ligation result from these individuals' personal perceptions and attitudes regarding criteria such as age and number of children, and regarding the possible implications of the sterilization for the petitioner. Explicit and implicit refusals result in frustrated demand. The same logic applies to the municipal level of health management and is reflected in the non-existence of accredited services in most municipalities with hospital capacity to offer the procedure. Employing data from the 2006 PNDS and hospitalization authorization records, this paper first examines compliance with the regulation on tubal sterilizations performed in the Federal Public Health System (SUS) between 2000-2006 as well as the number of municipalities, even with accredited hospitals in 2006 and 2013. The frustrated demand is examined on the basis of information from the PNDS (DHS) 2006 regarding failed attempts due to refusals of the service sought, failure to provide motives, and non-consent by spouses.

**Keywords:** Reproductive health. Family planning law. Contraception. Tubal ligation. Frustrated demand. Brazil.

## Resumen

*Esterilización quirúrgica femenina en Brasil, 2000 a 2006: adhesión a la ley de planificación familiar y demanda frustrada*

La Ley Nº 9.263, de 1996, puso fin a una omisión histórica del Estado brasileño en el ámbito de la planificación familiar, además de legislar sobre la prestación de la esterilización quirúrgica en el sistema público de salud. Sin embargo, las ordenanzas del Ministerio de Salud Nº 144, de 1997, y Nº 47, de 1999, contienen criterios potencialmente restrictivos para la obtención de la ligadura de trompas de

conformidad con las reglamentaciones. En tanto que la no adhesión a la reglamentación se relaciona con el período de consejería obligatorio de 60 días y la prohibición de la esterilización hasta los 42 días después del parto, parte de las negaciones de los profesionales involucrados en la prestación del procedimiento resultan de sus percepciones y posturas sobre criterios como la edad y el número de hijos y sobre las posibles consecuencias para la solicitante. Los rechazos explícitos o implícitos producen una demanda frustrada. Esta lógica se aplica al nivel municipal de la gestión de salud y se refleja en la falta de servicios acreditados en la mayoría de los municipios con capacidad hospitalaria para ofrecer el procedimiento. Empleando datos de la Pesquisa Nacional de Demografia e Saúde (PNDS) de 2006 y de las autorizaciones de internación hospitalaria, este artículo examina la adhesión a la regulación de las esterilizaciones quirúrgicas femeninas realizadas en el Sistema Único de Saúde (SUS) en el período 2000-2006 y la extensión de la red de municipios con servicios acreditados en 2006 y 2013. La demanda frustrada se analiza a partir de la información provista por la PNDS de 2006 sobre los intentos fallidos de obtención del servicio debidos a su negación, los casos de no obtención cuyo motivo no está especificado y la negativa del cónyuge.

**Palabras clave:** Salud reproductiva. Ley de Planificación Familiar. Contracepción. Ligadura de trompas. Demanda frustrada. Brasil.

Recebido para publicação em 28/03/2014

Aceito para publicação em 18/11/2014



# Religião, religiosidade e iniciação sexual na adolescência e juventude: lições de uma revisão bibliográfica sistemática de mais de meio século de pesquisas

Raquel Zanatta Coutinho\*  
Paula Miranda-Ribeiro\*\*

Apesar de ainda pouco estudada no Brasil, a influência da religião na sexualidade tem sido investigada pela literatura internacional por mais de meio século. Na literatura brasileira, a religião enquanto variável de interesse demográfico, com impacto no comportamento sexual, vem ganhando importância à medida que se fazem presentes, na sociedade, as mudanças no panorama religioso e nas normas e valores associados à sexualidade. Diante do crescente interesse, por parte dos demógrafos, na variável religião, tornam-se necessários mais subsídios teóricos com a finalidade de dar suporte às futuras pesquisas e estudos brasileiros. O presente trabalho busca, então, mapear as literaturas nacional e internacional acerca da associação entre religião, religiosidade e iniciação sexual de adolescentes e jovens e revelar as muitas formas utilizadas ao longo dos anos para classificar religião e religiosidade. Esta análise também procura ressaltar os cuidados metodológicos que devem ser tomados em estudos de sexualidade adolescente e de religião em geral. Para cumprir com esses dois objetivos, foi realizada uma revisão bibliográfica sistemática nas bases de dados SciELO, Atla, JSTOR e Banco de Teses e Dissertações do Cedeplar e da UFMG, buscando artigos publicados entre 1950 e abril de 2014, em português e inglês.

**Palavras-chave:** Iniciação sexual. Religião. Religiosidade. Adolescência. Revisão bibliográfica sistemática.

---

\* Universidade da Carolina do Norte, Chapel Hill, Estados Unidos (raquelzc@live.unc.edu).

\*\* Universidade Federal de Minas Gerais – UFMG, Belo Horizonte-MG, Brasil (paula@cedeplar.ufmg.br).

## Introdução

Apesar de sempre frequente nos estudos estrangeiros, o uso da religião enquanto variável demográfica, com impacto no comportamento sexual, só vem ganhando importância na literatura brasileira à medida que duas transformações se fazem presentes na sociedade brasileira. A primeira diz respeito ao panorama religioso, que se diversificou em termos de afiliações religiosas. Segundo dados dos censos demográficos, houve importante redução na proporção de pessoas autodeclaradas católicas, passando de 95%, em 1940, para 64,6%, em 2010, enquanto a proporção de protestantes aumentou de 3% para 22,2%, no mesmo período. Já os que se denominam sem religião passaram de menos de 1% para 8% do total (MARIANO, 2004; COSTA et al., 2005; MCKINNON et al., 2008; ALVES; NOVELLINO, 2006; IBGE, 2012). Há uma grande diversidade regional das afiliações religiosas que merece destaque. Enquanto no Nordeste 72,2% da população se declarava católica em 2010, no Sudeste e no Centro-Oeste esta porcentagem era de apenas 59,5% e 59,6%, respectivamente. Em termos de Estados, o Rio de Janeiro possuía a menor proporção de católicos (45,8%) e a maior de declarados sem-religião (15,6%), enquanto o Piauí era o Estado com mais católicos no Brasil (85,1%). Se a unidade de análise for a Região Metropolitana do Rio de Janeiro (RMRJ), excluindo-se a cidade do Rio de Janeiro, a proporção de católicos, em 2010, era de apenas 38,7% (ALVES et al., 2012).

A segunda transformação foi que o Brasil, assim como outros países da América Latina, enfrentou mudanças nas suas normas e valores relacionados à sexualidade, como, por exemplo, a desvinculação da atividade sexual do casamento e reprodução. A sexualidade pré-conjugal, que de certa maneira sempre foi permitida e incentivada entre os homens, passa a ser, também, um direito da mulher (HEILBORN et al., 2006), que começa a exercê-lo em idades cada vez mais jovens. Os dados da Pesquisa Nacional de Demografia e Saúde da Criança e da Mulher – PNDS de 2006 indicam que 55,2% das jovens de 15 a 19 anos já haviam tido a primeira relação sexual, porcentagem muito mais elevada que a registrada na PNDS de 1996 (32,8%). Já a idade mediana à primeira relação sexual diminuiu de 19,5 anos para 17 anos, entre 1996 e 2006 (BEMFAM, 1996; BRASIL, 2006).

Ao mesmo tempo, o Brasil vem assistindo a uma rápida queda na sua taxa de fecundidade total (TFT), visto que o número médio de filhos por mulher passou de 6,3, em 1960, para 1,86, em 2010. Houve, ainda, uma clara mudança no padrão da curva da fecundidade,<sup>1</sup> que se tornou mais jovem, com as mulheres encerrando sua parturição na primeira metade do seu período reprodutivo. Assim, as taxas específicas de fecundidade (TEF) na adolescência (15-19 anos) e na fase adulta jovem (20-24 anos) ganharam importância à medida que aumentavam gradativamente sua participação relativa na TFT (BERQUÓ; CAVENAGHI, 2005; LEITE et al., 2004; COSTA et al., 2005; MCKINNON et al., 2008).

<sup>1</sup> Para informações sobre a queda da fecundidade no Brasil, ver Caetano (2004).

A influência da religião e da religiosidade na fecundidade das adolescentes brasileiras vem sendo documentada em vários estudos. Ogland et al. (2011), por exemplo, sugerem que, em 2006, as adolescentes com alguma filiação religiosa tinham menor chance de ter um filho na adolescência do que aquelas sem filiação religiosa. Verona e Dias Júnior (2012), ao compararem 1996 e 2006, também verificaram forte associação entre fecundidade pré-marital na adolescência e envolvimento religioso nos dois anos estudados. Já McKinnon et al. (2008) mostram que a maioria das protestantes brasileiras tem menor chance de ter filhos na adolescência se comparadas às católicas, sugerindo que as igrejas protestantes parecem ser mais eficientes em desencorajar o sexo pré-marital.

No que tange ao início da vida sexual, apesar de o catolicismo e o protestantismo serem contra o sexo pré-marital, há indícios de que o segundo seja mais influente no comportamento dos jovens fiéis, justamente por enfatizar palavras fortes como castidade, virgindade e pecado (CHESNUT, 1997). Ogland et al. (2011), por exemplo, mostram que as adolescentes que se declaram protestantes e, em particular, pentecostais e aquelas com maior frequência às cerimônias religiosas têm chance maior de se manterem virgens devido ao compromisso de não ter relações sexuais antes do casamento. A tradição católica brasileira, por sua vez, foi sendo modificada e adquiriu caráter polissêmico, o que possibilitou que pessoas pertencentes à mesma denominação religiosa não possuíssem, necessariamente, unidade na vivência (BRANDÃO, 2004). De qualquer forma, as rígidas doutrinas religiosas criam a expectativa de que pessoas seguidoras dessas religiões terão posturas igualmente restritivas com relação ao sexo pré-marital, da mesma forma que os não religiosos ou sem religião serão mais liberais. Logo, é também de se esperar que o grau de conservadorismo seja diretamente proporcional à intensidade da religiosidade, não apenas da denominação religiosa.

A possível influência da religião no conhecimento, atitudes e práticas relacionadas à saúde sexual e reprodutiva reforça a necessidade de se devotar mais esforço científico com relação às variáveis de religião. Diante da demanda de aporte teórico para balizar futuros trabalhos, é preciso pesquisar a fundo o que tem sido feito ao longo dos anos em estudos de religião, religiosidade e iniciação sexual de adolescentes e jovens, entendidos aqui como os grupos etários de 15 a 19 anos e 20 a 29 anos, respectivamente.<sup>2</sup> Assim, esse artigo pretende mapear, por meio de uma revisão bibliográfica sistemática (RBS), os principais resultados encontrados nas literaturas nacional e internacional acerca do tema, publicados entre 1950 e abril de 2014. Além disso, pretende-se fornecer insumos para orientar o desenho de questionários e roteiros de entrevistas e grupos focais, a coleta de dados, a análise das informações e a interpretação padronizada do que sejam religião e religiosidade, a fim de otimizar as análises e reduzir vieses metodológicos.

---

<sup>2</sup> Apesar da intenção de pesquisar apenas artigos que abordassem adolescentes, para muitas pesquisas, principalmente as internacionais, o interesse também está em pesquisar relações pré-maritais, que não necessariamente acontecem na adolescência. Assim, foram incluídos também os jovens.

A seguir, são discutidos os antecedentes e é feito um detalhamento da metodologia da revisão bibliográfica sistemática, que resultou em 71 artigos. Posteriormente, são listadas as diversas formas de classificação observadas para religião e religiosidade e mostrados os principais resultados encontrados na RBS. Finalmente, apresenta-se um levantamento de cuidados metodológicos que devem ser tomados em estudos de religião, religiosidade e sexualidade, especialmente em se tratando de adolescentes.

## Antecedentes

Após a Conferência de População de Bucareste, em 1974, vários estudos sobre sexualidade começaram a tomar forma (ODIMEGWU, 2005). Especialmente após os anos 1980, a sexualidade dos jovens ganhou muito destaque, sempre abordando o risco da Aids e da gravidez na adolescência (RIOS et al., 2008). O debate sobre iniciação sexual na adolescência fez aflorar pesquisas nas mais diversas áreas científicas, como as ciências médicas e sociais. Muito é pesquisado sobre as suas possíveis consequências, sendo a principal delas a gravidez, tratada muitas vezes como “problema social”. Ser mãe na adolescência tem sido relacionado com atrasos educacionais, gravidezes de alto risco, atrasos na procura de exames pré-natais, abortos espontâneos, prematuridade e baixo peso do bebê, que podem levar ao aumento da mortalidade infantil e materna (CAMARANO, 1998; SOUZA, 1998).

Na busca por fatores associados à iniciação sexual, há uma diversidade de variáveis que agem de modo a influenciar o jovem nas suas decisões e reduzir os eventuais custos associados com a perda da virgindade (BILLY et al., 1994). Fatores como urbanização, exposição à mídia de massa, secularização, assim como o adiamento do casamento e a falta de supervisão dos filhos, levaram a um aumento da permissividade sexual entre os jovens, culminando na redução da idade na primeira relação sexual, que, por sua vez, se tornou majoritariamente pré-marital (ADDAI, 2000).

Independentemente do conjunto de fatores, a questão se agrava entre jovens de baixa renda, com alto risco social, vivendo em municípios urbanos com baixo Índice de Desenvolvimento Humano (IDH), elevados índices de criminalidade e altas taxas de evasão e repetência escolar. Estudo realizado em três comunidades, no final dos anos 1990, revela que, entre as adolescentes de menor *status* socioeconômico, as gravidezes geralmente ocorriam logo após o início da vida sexual e eram, em sua maioria, não planejadas. Nestas comunidades, a religião (católica e protestante) parece ter sido um dos poucos mecanismos institucionais capazes de deter o avanço das gravidezes precoces (MIRANDA-RIBEIRO; POTTER, 2010). Já os grupos religiosos em favelas no Rio de Janeiro costumam adaptar os códigos morais tradicionais, que proíbem a gravidez pré-marital, à realidade local, a fim de acolher as jovens que engravidam fora da união (STEELE, 2010).

Desde o primeiro estudo sobre sexualidade feminina, publicado em 1953, a religião já era considerada uma variável possivelmente associada à iniciação sexual pré-marital (KINSEY et al., 1953). Mais tarde, em uma revisão da literatura sobre adolescência e comportamento sexual

publicada entre 1980 e 2000, verificou-se que a religiosidade foi consistentemente associada ao adiamento da atividade sexual, de forma que, quanto maior sua influência, maior o tempo de adiamento (WHITEHEAD et al., 2001). Mas como a religião afeta o comportamento dos indivíduos em geral e o comportamento sexual dos adolescentes em particular? Verona (2011), a partir de uma leitura do arcabouço proposto por Smith (2003), argumenta que a religião tem efeitos diretos e indiretos sobre os adolescentes. Nove fatores operam sobre o comportamento sexual, divididos em três grandes grupos: ordem moral; competências aprendidas; e laços sociais e organizacionais. A ordem moral compreende tradições que promovem ideias sobre o que é bom ou ruim, certo ou errado, justo ou injusto, entre outros, de forma a orientar a consciência humana e motivar a ação dos indivíduos. Ela atua por meio de diretivas morais, experiências espirituais e modelos a serem seguidos (“*role models*”). As competências aprendidas, por sua vez, compreendem habilidades e conhecimentos que melhoram o bem-estar dos indivíduos e suas chances de vida futura – as habilidades de liderança, as habilidades para lidar com perdas e o capital cultural. Finalmente, os laços sociais e organizacionais, definidos como as estruturas de relações que afetam as oportunidades e restrições dos indivíduos, operam a partir do capital social, das redes de apoio na comunidade religiosa e das habilidades fora da comunidade. Portanto, a influência da religião pode ser vista como uma força inibidora de certos comportamentos, inclusive o sexual, contribuindo para adiá-los, reduzi-los ou mesmo restringi-los, de forma direta ou indireta.

### **Metodologia da revisão bibliográfica sistemática**

A metodologia da RBS está dividida em quatro fases: estratégia de busca; critérios de inclusão e exclusão; leitura e fichamento; e análise e escrita da revisão.

#### ***Fase 1: Estratégia de busca***

A revisão bibliográfica sistemática, realizada entre julho e agosto de 2010 e atualizada em abril de 2014,<sup>3</sup> englobou as bases de dados Journal Store (JSTOR)<sup>4</sup>, Scientific Electronic Library Online (SciELO), American Theological Library Association (Atla), Banco de Teses e Dissertações do Cedeplar<sup>5</sup> e Banco de Teses e Dissertações da UFMG,<sup>6</sup> As buscas foram feitas

<sup>3</sup> A atualização da revisão foi feita utilizando-se os mesmos critérios adotados na busca por artigos em 2010. No entanto, o período investigado nessa nova procura foi entre 2010 e 2014. Enquanto a busca de 2010 totalizou 55 artigos, a atualização da pesquisa resultou em mais 16 artigos.

<sup>4</sup> Somente após a elaboração do artigo, quando percebeu-se que o número de artigos publicados em 2013 e 2014 encontrado na base JSTOR era muito reduzido, soube-se que a JSTOR é uma base de armazenamento e por isso não inclui artigos muito recentes.

<sup>5</sup> Os resultados da busca no Banco de Teses e Dissertações da UFMG e Cedeplar foram agrupados, visto que a base do Cedeplar está contida na da UFMG.

<sup>6</sup> Durante a busca em 2010, percebeu-se o mal funcionamento da ferramenta de busca do Banco de Teses e Dissertações da UFMG, que retornava, sem variação, os 1.554 resultados. A solução encontrada foi abrir cada um dos documentos, lendo seus títulos, palavras-chave e resumos, de forma a salvar apenas os que tinham interesse de pesquisa. Por serem muitos textos, optou-se por não proceder à leitura do corpo do texto em todos os 1.554 artigos, mas as palavras-chave eram procuradas no corpo do texto, caso o resumo não esclarecesse os objetivos do artigo.

diretamente nos portais eletrônicos em questão, utilizando chave de acesso para chegar aos textos completos em formato PDF e limitando o período de busca para aqueles publicados entre 1950 e 2014. No presente trabalho, para fins de simplificação, dissertações e teses também serão chamadas de artigos.

Na estratégia de busca para obtenção de artigos em inglês, foram empregadas as seguintes palavras-chave: *((adolescence or adolescent or teenagers) AND (sexual initiation or sexual debut or first time or first sexual intercourse) AND (religion or religiosity))*. No processo de busca para a captura de artigos em português, utilizaram-se as palavras-chave: *((adolescência ou adolescente) E (iniciação sexual ou primeira vez ou primeira relação sexual) E (religião ou religiosidade))*. Apesar de a palavra juventude ter sido usada na busca por palavras em português, ela não foi essencial na procura, haja vista que uma nova pesquisa sem a palavra mostrou os mesmos resultados encontrados. Os critérios de busca foram aplicados para títulos, resumos, palavras-chave e corpo do texto. Optou-se por não contemplar artigos cujo objeto de pesquisa fosse composto exclusivamente por membros da religião muçulmana e judaica, uma vez que a presença das mesmas no Brasil é pouco significativa.

Para as bases de dados SciELO, JSTOR, UFMG e Cedeplar, foram excluídas as referências que não continham o artigo completo em PDF, uma vez que, no momento da consulta, era possível observar a inexistência do arquivo completo. Já para a base de dados Atla, todas as referências foram mantidas durante essa primeira fase de busca, pois a verificação da existência de PDF demandaria longo tempo adicional nesta fase da coleta.

Nesta primeira fase, foram encontradas 406 referências de trabalhos, sendo 21 no Banco de Teses e Dissertações da UFMG e Cedeplar, 43 na SciELO, 170 no JSTOR e 172 no Atla.

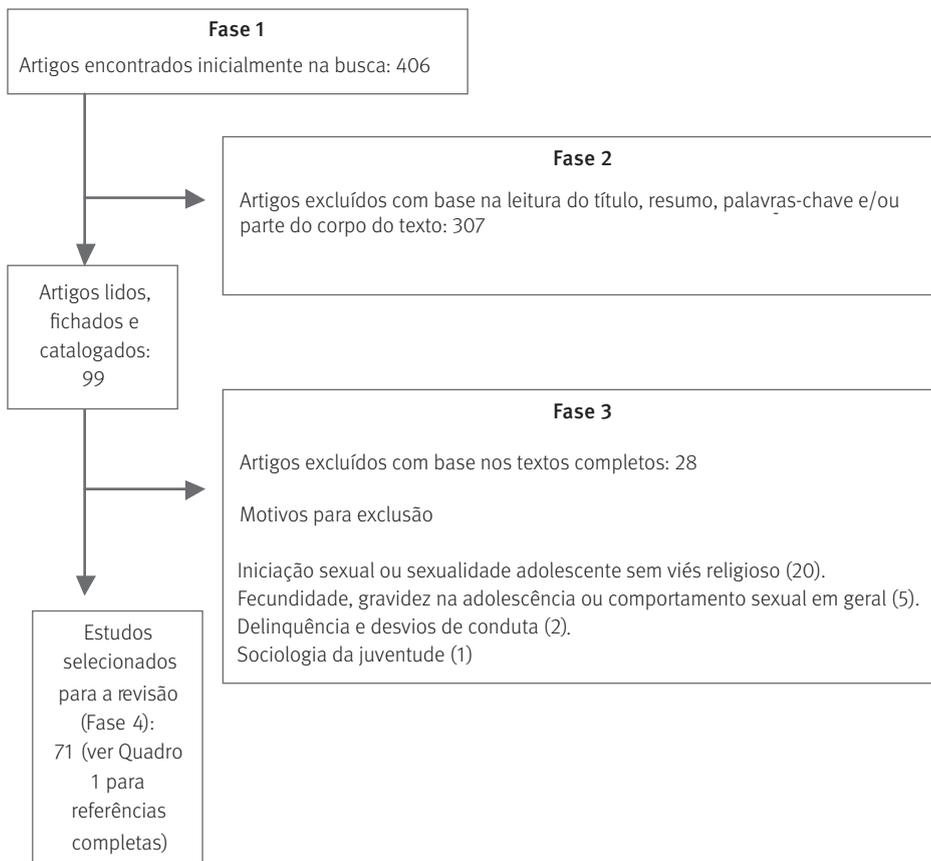
### ***Fase 2: Critérios de inclusão e exclusão***

Na segunda fase, todas as 406 referências foram reavaliadas. Destas, excluíram-se aquelas que não cumpriam todos os critérios estabelecidos para a RBS: artigo científico; texto completo disponível em PDF; iniciação sexual como tema principal e religião como variável de interesse ou variável de controle.

Primeiramente, fazia-se o *download* do PDF, que era salvo e aberto. Caso ele não estivesse disponível, a referência era excluída. Em seguida, eram lidos, nesta ordem, o título do trabalho, as palavras-chave, o resumo e, se necessário, parte do corpo do texto. Se o título já indicasse se tratar de um artigo que objetivasse estudar a iniciação sexual, procedia-se à procura da variável de religião. Caso a mesma fosse encontrada, o texto era mantido; caso contrário, o texto era excluído. O *box* Fase 2 da Figura 1 mostra o fluxograma completo do processo de exclusão.

Após essa segunda fase, foram selecionados cinco dissertações ou teses da UFMG e Cedeplar, 23 artigos da SciELO, 59 do JSTOR e 12 do Atla, somando 99 referências.

**FIGURA 1**  
**Apresentação esquemática dos artigos incluídos e excluídos na revisão sistemática, Fases 1, 2 e 3**



### *Fase 3: Leitura e fichamento*

A terceira fase incluiu a leitura dos 99 textos selecionados e a coleta das informações necessárias à RBS. Estas informações foram armazenadas em uma planilha do programa Microsoft Excel, de acordo com as seguintes variáveis: 1. Autores; 2. Ano; 3. Objetivos; 4. Descrição da amostra; 5. Metodologia; 6. Resultados. Os artigos puramente teóricos, sem testes empíricos, foram fichados e digitados no programa Microsoft Excel, de acordo com as seguintes variáveis: 1. Autores; 2. Ano; 3. Pontos importantes citados por outros autores; 4. Pontos importantes citados pelo artigo.

Nessa fase, mesmo os artigos que porventura se distanciassem do objetivo da pesquisa eram fichados e catalogados, já que muitos só se mostravam desviantes do assunto na ocasião da leitura da metodologia ou dos resultados.

#### Fase 4: Análise e escrita da revisão

A última etapa consistiu na análise dos achados da revisão sistemática. Os arquivos que não contemplavam o objeto central da pesquisa – a associação entre religião, religiosidade e iniciação sexual na adolescência – não foram considerados. Assim, foram eliminados 28 textos, resultando em 71 documentos que foram analisados (Quadro 1).

**QUADRO 1**  
**Descrição dos artigos analisados na última etapa da revisão sistemática**

<b>Autores</b>	<b>Ano</b>	<b>País</b>	<b>Natureza principal</b>	<b>Base de dados</b>	<b>Sexo</b>	<b>Metodologia ou método</b>	<b>Amostra (n. ou idade)</b>
Landis	1960	EUA	Empírico	Própria	FM	Quantitativa descritiva (teste de associação pelo qui-quadrado)	2.654; universitários
Glass	1972	EUA	Empírico	Própria	FM	Quantitativa descritiva	301; ensino médio
Henze e Hudson	1974	EUA	Empírico	Própria	FM	Quantitativa descritiva	291; universitários
Miller e Simon	1974	EUA	Empírico	Própria	FM	Quantitativa descritiva	2.064; 14-17
Spanier	1975	EUA	Teórico	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.
Albrecht et al.	1977	EUA	Empírico	Própria	FM	Correlações de Pearson multivariadas	244; adolescentes
Murray	1978	Reino Unido	Empírico	Própria	FM	Análise multivariada de componentes e de médias recíprocas e matriz de correlação	1.284; moda 14 anos
Mahoney	1980	EUA	Empírico	Própria	FM	Correlações de ordem zero, testes para diferenças entre médias e proporções	441; universitários
Woodroof	1985	EUA	Empírico	Própria	FM	Regressão linear, <i>one-way</i> ANOVA	477; 17-19
Thornton	1985	EUA	Teórico	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.
Tanfer e Horn	1985	EUA	Empírico	1983 Nat. Survey of Unmarried Women	F	Quantitativa descritiva	1.314; 20-29
Thornton e Camburn	1987	EUA	Empírico	Própria	FM	Análise multivariada, coeficientes de regressão padronizada	916; jovens e suas mães
Miller et al.	1987	EUA	Empírico	Própria	FM	Correlações de ordem zero, regressões padronizadas	836; 14-19
Miller e Bingham	1989	EUA	Empírico	Zelnik and Kantner data set, 1979	F	Regressão múltipla, correlações bivariadas	1.571; 15-19
Shornack e Ahmed	1989	EUA	Crítica	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.
Studer e Thornton	1989	EUA	Crítica	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.
Jensen et al.	1990	EUA	Empírico	Própria	FM	Análise de variância	423; 17-25
Casper	1990	EUA	Empírico	Própria	F	Modelo de regressão logística	1.888; 15-19
Kiragu e Zabin	1993	Quênia	Empírico	Própria	FM	Regressão logística múltipla, estimação de razão de chance ajustada	3.182; adolescentes
Hammond et al.	1993	EUA	Empírico	NLSY, 1979	FM	Modelo de regressão logística	8.637, 14-22
Billy et al.	1994	EUA	Empírico	NSFG III	F	Modelo de regressão logística, regressão tobit	1.852; 15-19
Reynolds	1994	EUA	Crítica	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.
Davidson et al.	1995	EUA	Empírico	Própria	F	Teste qui-quadrado, Manova, Procedimento de Tukey	868; adultas

(continua)

(continuação)

<b>Autores</b>	<b>Ano</b>	<b>País</b>	<b>Natureza principal</b>	<b>Base de dados</b>	<b>Sexo</b>	<b>Metodologia ou método</b>	<b>Amostra (n. ou idade)</b>
Cooksey et al.	1996	EUA	Empírico	NSFG III e IV	F	Modelos de incidência em tempo discreto, regressão logística, abordagem da estimação conjunta	3.374; 10-19
Brewster et al.	1998	EUA	Empírico	NSFG-III e IV	F	Quantitativa descritiva, estimação conjunta de verossimilhança	1.975; 15-23
Murray et al.	1998	Chile	Empírico	Própria	FM	Regressão logística multivariada	4.248; 11-19
Fehring et al.	1998	EUA	Empírico	Própria	FM	Qualitativa: entrevista. Correlação produto-momento e correlações de Pearson, regressão <i>stepwise</i>	82; 17-21
Davis e Lay-Lee	1999	Nova Zelândia	Empírico	National Survey of Sexual Lifestyle	FM	Análise de sobrevivência, regressão logística múltipla, análise multivariada	2.361; 18-54
Garner	2000	África do Sul	Empírico	Própria	FM	Qualitativa: pesquisa etnográfica, entrevista, visitas técnicas. Análise quant. descritiva	n.a.
Gupta	2000	Brasil	Empírico	DHS 1986 e PNDS 1996	F	Modelos logísticos multivariados estocásticos	5.695; 15-24
Addai	2000	Gana	Empírico	GDHS, 1993	F	Análise multivariada	1.314; 15-49
Longo	2001	Brasil	Empírico	Bemfam, 1996	F	Modelo de regressão logística	1.715; 15-24
Bearman e Brückner	2001	EUA	Empírico	Add Health, 1994 a 1996	FM	Modelos multivariados, modelo estocástico de taxas, estimação da função de sobrevivência	14.787; séries 7 a 12 (EUA)
Scheepers et al.	2002	Vários (1)	Empírico	ISSP-91 database	FM	Análise multinível	16.604; 18-75
Rowatt e Schmitt	2003	EUA	Empírico	Própria	FM	Quantitativa descritiva (teste de associação pelo qui-quadrado), regressão múltipla e padronizada	161; >18
Smith	2003	EUA	Teórico	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.
Meier	2003	EUA	Empírico	Add Health, 1995 e 1996	FM	Probit ajustado por máxima verossimilhança, modelo de seleção de Heckman, change score models	4.948; 15-18
Rostosky et al.	2003	EUA	Empírico	Add Health, 1995 e 1996	FM	Análise de componentes principais, análise de correlação, modelo logístico hierárquico	3.691; 15-21
Slap et al.	2003	Nigéria	Empírico	Própria	FM	Modelo de regressão logística	2.705; 12-21
Smith	2004	Nigéria	Empírico	Própria	FM	Qualitativa: observação participante	863; 15-24
Odimegwu	2005	Nigéria	Empírico	Própria	FM	Modelo de regressão logística	1.153; 10-24
Regnerus e Smith	2005	EUA	Empírico	Add Health, 1994 e 1995	FM	Medidas múltiplas de religião, modelos de mudança puros	12.530; 11-20
Manlove et al.	2006	EUA	Empírico	NSFG, 2002	FM	Regressão logística bi e multivariada, qui-quadrado bivariado, análise de contraste	1.838; 18-24
L'Engle et al.	2006	EUA	Empírico	Própria	FM	Modelo de regressão logística	854; 12-15

(continua)

(continuação)

<b>Autores</b>	<b>Ano</b>	<b>País</b>	<b>Natureza principal</b>	<b>Base de dados</b>	<b>Sexo</b>	<b>Metodologia ou método</b>	<b>Amostra (n. ou idade)</b>
Francis	2007	EUA	Empírico	Add Health, 1994 e 1995	FM	Modelo de regressão logística	17.610; 11-21
Menning et al.	2007	EUA	Empírico	Add Health, 1994	FM	Modelo de regressão linear, regressão linear ajustadas para <i>survey</i> , logito ordenado	923; 15-20
França	2008	Brasil	Empírico	SRSR, 2002	F	Modelos de incidência em tempo discreto	2.408, 15-24
Barbosa e Koyama	2008	Brasil	Empírico	Própria	FM	Pearson qui-quadrado	3.423 - 1998, 5.040 -2005; 16-65
Paiva et al.	2008	Brasil	Empírico	Própria	FM	Quantitativa descritiva	5.040; 16-65
Vidal e Ribeiro	2008	Brasil	Empírico	Própria	FM	Qualitativa: análise de conteúdo de redações escritas por alunos	255, 14-19
Rios et al.	2008	Brasil	Empírico	Própria	FM	Qualitativa: etnografia, observação, levantamento documental, entrevistas.	n.a.
Silva et al.	2008	Brasil	Empírico	Própria	FM	Qualitativa: entrevistas semiestruturadas	n.a.
Burdette e Hill	2009	EUA	Empírico	NSYR, 2002 e 2005	FM	Modelo de regressão logística	3.290, 13 - 17
Tavares et al.	2009	Cabo Verde	Empírico	Própria	FM	Pearson's qui-quadrado, Fisher's exact test e modelo de regressão logística	768; 13-17
Nascimento e Gomes	2009	Brasil	Empírico	Própria	M	Qualitativa: entrevistas semiestruturadas	19, 15-17 anos, sendo que a maioria (15) tem 16 anos,
Gaydos et al.	2010	World	Teórico	PubMed	n.a.	Revisão sistemática da literatura	n.a.
Haglund e Fehring	2010	EUA	Empírico	NSFG 2002	FM	Chi-square, razão de chances, análise de sobrevivência	3.168, 15-21
Baptista	2011	Brasil	Empírico	Projeto Saúde-Escola – Sexo sem Grilo	FM	Pearson qui-quadrado	775, 12-22
Burchardt	2011	África do Sul	Empírico	Própria	FM	Observação participante, grupo focal, entrevista	n.a. (16-24)
Coutinho	2011	Brasil	Empírico	Pesquisa Jovem	FM	Modelo de regressão logística	2.658, 15-19
Crawford et al.	2011	Jamaica	Empírico	Própria	FM	Qualitativa: entrevista semiestruturada. Quantitativa: estatística descritiva	48, 15-24
Hull e Hennessy	2011	EUA	Empírico	Annenberg Sex and Media Study	FM	<i>Structural equation modeling</i> (SEM)	369, 14-16
Hugo et al.	2011	Brasil	Empírico	Própria	FM	Análise de sobrevivência (regressão de Cox e modelo hierárquico)	1.621, 18-24
Ishida et al.	2011	Jamaica	Empírico	Reproductive Health Survey, 2008-2009	FM	Análise bivariada e multivariada	2.808, 15-19
Marsicano et al.	2011	França	Empírico	Própria	FM	Pearson qui-quadrado e regressão logística	1.871
Stulhofer	2011	Croácia	Empírico	Própria	FM	Pearson qui-quadrado, test t, modelo de regressão linear	W1:1.355, W2:537, W3:775 (2)

(continua)

(continuação)

<b>Autores</b>	<b>Ano</b>	<b>País</b>	<b>Natureza principal</b>	<b>Base de dados</b>	<b>Sexo</b>	<b>Metodologia ou método</b>	<b>Amostra (n. ou idade)</b>
Adamczyk	2012	EUA	Empírico	NSYR	FM	Modelo de regressão logística multinomial	2.013, 13-17
Adamczyk e Felson	2012	EUA	Empírico	NSYR	FM	Modelo de regressão logística multinomial	2.530, 13-17
Eriksson et al.	2013	África do Sul	Empírico	Própria	FM	Grupo focal	62, 13-20
Mbotho et al.	2013	África do Sul	Empírico	Própria	FM	Entrevista em profundidade	19, 16-24
Rosenbaum e Weathersbee	2013	EUA	Empírico	Própria	FM	Wilcox, teste de associação	151 ( <i>newly married</i> )

Fonte: Banco de Teses e Dissertações da UFMG e Cedeplar, SciELO, JSTOR e Atla. Revisão Bibliográfica Sistemática.

Notas: (n.a.) Não se aplica (1) Austrália, Áustria, Alemanha oriental e ocidental, Hungria, Irlanda, Itália, Israel, Holanda, Nova Zelândia, Irlanda do Norte, Noruega, Filipinas, Polônia, Rússia, Eslovênia, Estados Unidos (2) Cross-sectional. W1= Wave 1, W2= Wave 2, W3=Wave 3. (F) Feminino (M) Masculino (FM) Feminino e Masculino

### *Descrição dos textos encontrados na RBS*

A revisão bibliográfica sistemática revelou que, em mais de meio século de pesquisas (1960-2013), muito já foi feito no sentido de procurar maneiras de medir a influência da religião e da religiosidade na iniciação sexual. A maior parte dos estudos encontrados nessa revisão foi feita nos Estados Unidos, o que pode ser reflexo da escolha dos bancos de dados pesquisados na revisão, que contêm muitos periódicos editados naquele país. Esse fato também pode ter refletido no grande número de estudos (90%) com caráter empírico.

Com relação ao ano de publicação, o primeiro artigo é de 1960, enquanto o mais atual data de 2013. É interessante notar que, de 71 artigos pesquisados, quase dois terços foram publicados a partir de 2000, sugerindo um forte crescimento da religião como variável de interesse em pesquisas sobre a iniciação sexual, ou ainda um aumento do número de publicações científicas. O primeiro trabalho com este enfoque no Brasil foi realizado por Gupta (2000), com adolescentes residentes na Região Nordeste.

Percebeu-se que tanto mulheres quanto homens foram pesquisados, dependendo da disponibilidade dessa variável na base de dados utilizada, ou do desenho da amostra, quando a coleta de dados foi feita pelos próprios autores. Algumas bases de dados destacam-se pela grande quantidade de artigos publicados utilizando seus dados, como a National Survey of Family Growth (NFSG) (BILLY et al., 1994; COOKSEY et al., 1996; BREWSTER et al., 1998; MANLOVE et al., 2006; HAGLUND; FEHRING, 2010), a National Longitudinal Study of Adolescent Health (Add Health) (BEARMAN; BRÜCKNER, 2001; MEIER, 2003; ROSTOSKY et al., 2003; REGNERUS; SMITH, 2005; FRANCIS, 2007; MENNING et al., 2007) e as DHS – Demographic Health Surveys (GUPTA, 2000; ADDAI, 2000; LONGO, 2001; ISHIDA; STUPP; McDONALD, 2011), que, embora sejam mais limitadas em termos de informação sobre religião, têm boa amostragem e intervalos decenais.

Com relação à metodologia e aos métodos empregados nas análises dos artigos, percebe-se que, nas duas primeiras décadas, houve predominância da estatística quantitativa descritiva simples, sem testes de significância. Com o tempo, houve

incremento e diversificação de métodos. A metodologia qualitativa só aparece a partir do final da década de 1990, com Fehring et al. (1998).

O tamanho amostral variou conforme a base de dados utilizada, a técnica de coleta de dados e as variáveis de interesse na pesquisa. Nem os autores que trabalhavam com as mesmas rodadas da mesma base de dados tiveram amostras idênticas, visto que a exclusão ou inclusão de uma variável é suficiente para alterar o número de casos válidos. A faixa etária pesquisada também variou, sendo que alguns entrevistaram jovens adultos e adultos com relação à primeira experiência sexual, dado que, para muitas realidades, o interesse é pesquisar a relação sexual pré-marital, que muitas vezes, mas não exclusivamente, acontece pela primeira vez na adolescência.

Por último, a decisão inicial de pesquisar literatura científica estrangeira foi acertada, haja vista que somente 12 textos investigaram a realidade brasileira (16% do total).

### *Classificações encontradas na RBS para religião e religiosidade*

Independente da forma como foram descritas, religião e religiosidade permaneceram, ao longo dos estudos, como variáveis associadas à iniciação sexual. Apesar de os métodos de análise terem se diversificado ao longo do tempo, percebe-se que a sofisticação das técnicas de categorização das respostas só foi possível após a criação de questionários específicos, nos quais haveria espaço para mensurar a religiosidade e a filiação religiosa com mais detalhamento do que a simples pergunta sobre denominação religiosa e frequência a cultos e celebrações. Dessa forma, as variáveis multidimensionais aumentaram a sensibilidade em relação a algumas características que diferenciam pessoas mais religiosas das menos religiosas.

É importante dizer que, ao se traduzirem os termos em inglês, muito da diversidade lexical utilizada no inglês para descrever a frequência de ida à igreja (*church attendance, religious service attendance, frequency of service, religious participation*) foi perdida, já que optou-se por nomeá-las como frequência de participação ou ida a igrejas ou cultos. Apesar da diminuição da variedade de vocabulário, a tradução procurou ser a mais literal possível, não alterando o sentido das sentenças, com exceção das categorias *mainline protestants*, que no Brasil referem-se aos protestantes históricos ou evangélicos de missão, e os *institutional sects*, que no caso brasileiro seriam como subdivisões das igrejas pentecostais.

### **Formas de se classificar denominação/filiação religiosa**

Com base nas análises das metodologias dos artigos pesquisados na revisão bibliográfica, percebe-se que existem duas formas de se inserir a denominação religiosa nas análises quantitativas: a unidimensional e a multidimensional (Quadro 2).

**QUADRO 2**  
**Formas de se classificar denominação/filiação religiosa**

	<b>Autores</b>	<b>Categorias de resposta</b>
<b>Unidimensional</b>	Henze e Hudson (1974); França (2008)	Católicas; protestantes históricas; pentecostais; outras; nenhuma
	Garner (2000)	Pessoas que se recusaram a responder; católicas; protestantes; outras; nenhuma
	Paiva et al. (2008)	Católicas; protestantes históricas; pentecostais e carismáticos; espíritas kardecistas; afro-brasileiras; outras; nenhuma
	Ogland et al. (2010)	Catolicismo; Pentecostalismo; protestante tradicional (outra protestante não pentecostal); espiritismo; religiões afro-brasileiras; outra; sem religião
	Barbosa e Koyama (2008); Tanfer e Horn (1985); Davis e Lay-Lee (1999); Scheepers et al. (2002); Casper (1990)	Católicas; protestantes; outras; nenhuma
	Landis (1960)	Católicas; protestantes; judia; nenhuma
	Haglund e Fehring (2010)	Protestante; católico romano; sem religião; outra não cristã
	Cooksey et al. (1996)	Católicas; protestantes fundamentalistas (1); outras
	Thornton e Camburn (1987)	Católicas; protestantes não fundamentalistas (1); protestantes fundamentalistas (1); outras
	Hammond et al. (1993)	Católicas; protestantes históricas; fundamentalistas (1); seitas; não cristãs; nenhuma
	Addai (2000)	Católicas; protestantes; outras cristãs; muçulmana; tradicionais (pagãs e de Deus "pequenos"); nenhuma
	Slap et al. (2003)	Cristãs; muçulmana; outra; nenhuma
	Odimegwu (2005)	Cristão ortodoxo; pentecostal; muçulmano; outras
	Gupta (2000); Longo (2001)	Católica e não católica
	Baptista (2011)	Católico; outra; nenhuma
	Burchardt (2011)	Cristão; pentecostalismo e neotradicionalista
	Miller et al. (1987)	Mórmons e não mórmons
	Tavares et al. (2009)	Católica e outras (evangélicas; espíritas e outras)
	Crawford et al. (2011)	Pentecostal; Metodista; Igreja de Deus; Batista; católico; anglicano; mórmon; adventista do sétimo dia
	Eriksson et al. (2013)	Igreja Católica Romana; Igreja Evangélica Luterana no Sul da África (ELCSA); Assembleias de Deus
Mbotho, Cilliers e Akintola (2013)	Cristãos pentecostais e carismáticos	
Adamczyk e Felson (2012)	Protestante tradicional ( <i>mainline</i> ); protestante conservador; católico; adventista do sétimo dia; não religioso ou em dúvida; outra religião	
<b>Multidimensional</b>	Murray (1978)	Católicos ortodoxos e liberais
	Miller e Bingham (1989)	Cristãos fundamentalistas; batistas e mórmons; protestantes não batistas; católicos não fundamentalistas; judeus e outras
	Brewster et al. (1998)	Católicos praticantes; católicos ocasionais; fundamentalistas; outras
	Marsicano et al. (2011)	Católicos praticantes regulares; católicos praticantes não regulares; protestantes praticantes regulares; protestantes praticantes não regulares; muçulmanos praticantes regulares; muçulmanos praticantes não regulares; outra religião; sem religião
	Coutinho (2011)	Católicos praticantes; católicos esporádicos; protestantes históricos praticantes; protestantes históricos esporádicos; protestantes pentecostais praticantes; protestantes pentecostais esporádicos; protestantes; neopentecostais praticantes; protestantes neopentecostais esporádicos; outras religiões; nenhuma religião
	Regnerus e Smith (2005)	Protestante conservador e não protestante conservador

Fonte: Banco de Teses e Dissertações da UFMG e Cedeplar, SciELO, JSTOR e Atla. Revisão Bibliográfica Sistemática.

(1) "Fundamentalista" refere-se às categorias de filiação religiosa e não ao comportamento religioso.

### *Unidimensional*

A maneira mais simples de se classificar uma denominação ou filiação religiosa é a forma unidimensional, na qual a categoria de resposta corresponde exatamente à filiação religiosa relatada pelo respondente. Caso tenha sido coletada em questionário aberto, a classificação de religiões pode ser trabalhosa, haja vista a grande proporção de pessoas que, por desconhecerem o tipo de filiação religiosa, podem citar o nome da igreja frequentada (COUTINHO, 2011). A maioria dos artigos pesquisados que classificaram a religião de forma unidimensional, no entanto, já dispunha de categorias de resposta pré-codificadas nos questionários, que podem ser agrupadas de forma a facilitar a análise dos dados, como no caso dos participantes de igrejas metodistas e batistas que, muitas vezes, são agrupados em uma categoria maior denominada “protestantes históricos”. Esse é o caso de diversos artigos pesquisados na revisão bibliográfica (Quadro 2), como Henze e Hudson (1974), Garner (2000), Barbosa e Koyama (2008), Haglund e Fehring (2010) e Crawford et al. (2011).

Dependendo do desenho da análise, ou do interesse da pesquisa, as categorias de resposta são agrupadas mais sinteticamente, transformando-se em categorias binárias. É o caso, por exemplo, de Gupta (2000) e Longo (2001), que classificaram a filiação religiosa de forma binária (católica ou não), assim como Miller et al. (1987) (mórmons ou não) e Mbotho, Cilliers e Akintola (2013) (cristãos pentecostais e carismáticos) (Quadro 2). Mais exemplos podem ser vistos no Quadro 2, que sumariza as diversas formas de classificação unidimensional de religião encontradas da RBS.

### *Multidimensional*

Uma maneira mais sofisticada de categorizar as denominações religiosas, mas que também depende da disponibilidade de dados, é aquela que cria categorias que não somente indicam a denominação religiosa *per se*, mas também acoplam uma outra característica que seja relevante ao estudo, como, por exemplo, a intensidade dessa religião, ou uma divisão interna, como no caso dos católicos, que podem ser mais conservadores ou liberais. Os exemplos encontrados na revisão bibliográfica se encontram no Quadro 2.

Murray (1978) separa a filiação religiosa católica – a única estudada – entre aqueles considerados ortodoxos e os liberais. Já Miller e Bingham (1989) agrupam filiação religiosa em uma categoria binária que não somente engloba as religiões, mas também as divide conforme sua posição contrária ou indiferente em relação ao sexo pré-marital. Assim, uma categoria é composta por “cristãos fundamentalistas”, “batistas” e “mórmons”, que são considerados contra sexo pré-marital. Já a outra categoria é composta por “protestantes que não são batistas”, “católicos não fundamentalistas”, “judeus” e “outras religiões” (Quadro 2).

Coutinho (2011) e Marsicano et al. (2011) agrupam a frequência de participação aos cultos e celebrações à filiação religiosa. Eles possuem em comum as categorias católicos praticantes, católicos esporádicos, protestantes históricos praticantes, protestantes históricos

esporádicos, protestantes pentecostais praticantes, protestantes pentecostais esporádicos, outras religiões e nenhuma religião. A diferença é que, enquanto no Brasil Coutinho inclui a categoria neopentecostal (protestantes, neopentecostais praticantes, protestantes neopentecostais esporádicos), Marsicano inclui a opção muçulmano (muçulmanos praticantes regulares, muçulmanos praticantes não regulares), já que seu trabalho é sobre a realidade francesa.

### Formas de se classificar a religiosidade

Além das duas formas (unidimensional e multidimensional) de se classificarem as denominações religiosas, a categorização da religiosidade também fornece maior sofisticação, podendo exibir caráter uni e multidimensional. As diversas formas de classificação para religiosidade podem ser encontradas no Quadro 3.

**QUADRO 3**  
**Formas de se classificar a religiosidade**

	<b>Autores</b>	<b>Categorias de resposta</b>
<b>Unidimensional</b>	Miller e Bingham (1989); Slap et al. (2003)	Importância da religião na vida do respondente.
	Landis (1960); Miller e Simon (1974)	Muito devoto, devoto, pouco religioso, indiferente e antagonista no caso de Landis (1960); muito religioso, um pouco religioso, não muito religioso e nada religioso, no caso de Miller e Simon (1974).
	Mahoney (1980)	Grau de religiosidade, sendo 0=nada intenso e 20=muito intenso.
	Henze e Hudson (1974)	Se a mulher frequenta os cultos de sua religião.
	Longo (2001)	Se vai à igreja ou ao culto pelo menos uma vez ao mês.
	Hugo et al. (2011)	Se pratica religião
	Gupta (2000)	Se vai à igreja uma vez por mês ou mais; se vai à igreja poucas vezes ao ano ou nunca.
<b>Multidimensional</b>	Miller et al. (1987); Jensen et al. (1990); Hammond et al. (1993); Davidson et al. (1995); Murray et al. (1998); Manlove et al. (2006); Crawford et al. (2011); Hennessy et al. (2011); Ishida, Stupp e McDonald (2011); Rosenbaum e Weathersbee (2013)	Frequência de ida aos serviços religiosos.
	Tanfer e Horn (1985); Albrecht et al. (1977); Kiragu e Zabin (1993); Bearman e Brückner (2001); Meier (2003); Rostosky et al. (2003); Regnerus e Smith (2005); Odimegwu (2005); Francis (2007); Haglund e Fehring (2010)	Frequência de ida à igreja (ou comunhão); importância pessoal da religião para o jovem; frequência que reza ou ora; participação em grupo de jovem; leitura diária da bíblia; pregação do evangelho; distribuição de material religioso; se se importava com o que Deus pensa dele (1).
	Burchardt (2011)	Observou padrões de frequência e reza.
	Regnerus e Smith (2005)	Escore médio de frequência de ida à igreja e importância da religião entre todos os estudantes da escola; já ter “renascido” ( <i>born again</i> ) na primeira onda, ou entre uma onda e outra.

(continua)

(continuação)

	Autores	Categorias de resposta
<b>Multidimensional</b>	Fehring et al. (1998)	Religiosidade foi medida com base em sete dos 34 itens utilizados na Springfield Religiosity Survey (KOENIG et al., 1988 apud FEHRING et al., 1998, p. 233). As sete dimensões são: pensamento ortodoxo; ritual; experiência religiosa; conhecimento religioso; bem-estar espiritual; religiosidade comunitária; e religiosidade intrínseca. Esta última medida é baseada nas respostas a dez quesitos da Intrinsic Religiosity Scale desenvolvida por Hoge (1972 apud FEHRING et al., 1998, p. 233), sobre a importância que o respondente dá para a fé: pensamentos ortodoxos; atividades religiosas organizadas (frequência de idas às celebrações e atividades promovidas pela igreja); suporte social religioso; e atividades religiosas não organizadas (como orações, leitura da bíblia, etc.).
	Rowatt e Schmitt (2003)	Classificaram como orientação religiosa intrínseca aquelas pessoas que utilizam a religião como um fim em si mesmo, por crescimento espiritual. Já as pessoas com orientação religiosa extrínsecas são aquelas que utilizam a religião para outra finalidade pessoal ou social. A definição do que era intrínseco e o que era extrínseco foi feita com base nas Escalas de Orientação Religiosa propostas por Allport e Ross's (1967) e Batson e Schoenrade's (1991) (apud ROWATT; SCHMITT, 2003).
	L'Engle et al. (2006)	Variável de atitude religiosa foi medida utilizando a Intrinsic Religious Motivation Scale, cujas categorias de resposta (variando entre um – discordo fortemente – e cinco – concordo fortemente) eram aplicadas às frases: “minha fé religiosa às vezes restringe minha ação”; “Nada é mais importante para mim do que servir a Deus da melhor forma que eu puder”; e “Existem coisas mais importantes na minha vida do que religião” (L'ENGLE et al., 2006, p. 100, tradução nossa). Os itens foram somados e com eles foi criado um escore de atitude religiosa. Já a frequência religiosa foi calculada com base em uma escala que ia de um (nunca) a cinco (quatro ou mais vezes no mês).
	Woodroof (1985)	Frequência aos cultos, frequência das rezas e preces pessoais, frequência da leitura da bíblia, frequência à escola dominical, grau de envolvimento na congregação, frequência com que faz contribuições financeiras para a igreja, frequência com que conversa com outros jovens sobre as dificuldades e alegrias da vida cristã, frequência com que conversa sobre religião com amigos, familiares ou colegas, frequência com que tenta converter outras pessoas, como se compara a importância do envolvimento religioso do respondente hoje com o envolvimento que tinha antes de ir para a universidade e se o envolvimento religioso do jovem cresceu ou diminuiu desde que foi para a universidade.
	Menning et al. (2007)	Ter uma filiação religiosa, concordar que a sagrada escritura é a palavra literal de Deus, frequência de ida aos serviços religiosos, importância da religião para o respondente, frequência de reza e frequência de participação em atividades religiosas para jovens.
	Burdette e Hill (2009)	Frequência de ida à igreja, religiosidade pessoal (denominada saliência religiosa e medida por meio da religião e da fé na vida diária e nas decisões da vida), religiosidade na esfera privada (quão frequente reza sozinho e quão frequente lê a bíblia sozinho) e religiosidade familiar (se a família reza com frequência ou agradece a Deus antes das refeições e com qual frequência a família fala sobre Deus, as escrituras ou outras coisas espirituais ou religiosas)
	Tulhofer (2011)	Foi criado em ambiente religioso; religiosidade pessoal; tem medo dos punimentos de Deus; fé ajuda a superar problemas e dificuldades da vida; penso muito sobre fé, religião e Deus.
	Adamczyk e Felson (2012)	Tempo gasto em atividades organizadas por alguma instituição religiosa; importância da religião; importância da fé na vivência da vida diária; importância da fé ao influenciar decisões sobre coisas importantes na vida; frequência de ida aos serviços religiosos; se respondente reza; se respondente já se envolveu em grupo de jovens; frequência de ida aos serviços religiosos pelos pais ou responsáveis do respondente.
	Scheepers et al. (2002)	Frequência religiosa dos pais e religiosidade dos pais.
	Billy et al. (1994)	Frequência de ida à igreja ou aos cultos e religiosidade da comunidade.

Fonte: Banco de Teses e Dissertações da UFMG e Cedeplar, SciELO, JSTOR e Atla. Revisão Bibliográfica Sistemática.

### *Unidimensional*

Na forma unidimensional de classificação da religiosidade do respondente, apenas uma variável é considerada: geralmente, a frequência de participação nos cultos e celebrações religiosas, ou qualquer outra que o(a) pesquisador(a) julgar ser uma *proxy* adequada da religiosidade de uma pessoa. Esse é o caso de diversos artigos pesquisados na revisão bibliográfica (Quadro 3). Henze e Hudson (1974), Longo (2001), Gupta (2000) e Hugo et al. (2011) criaram variáveis *dummies*, sendo, respectivamente: se a mulher frequenta os cultos de sua religião; se vai à igreja ou ao culto pelo menos uma vez por mês; se vai à igreja pelo menos uma vez por mês, se vai à igreja poucas vezes por ano; se pratica religião. Outros, no entanto, utilizaram níveis de frequência de ida aos serviços religiosos, que variavam de mais que uma vez na semana até nunca (MILLER et al., 1987; JENSEN et al., 1990; HAMMOND et al., 1993; DAVIDSON et al., 1995; MURRAY et al., 1998; MANLOVE et al., 2006; CRAWFORD et al., 2011; HULL; HENNESSY, 2011; ISHIDA; STUPP; MCDONALD, 2011; ROSENBAUM; WEATHERSBEE, 2013).

Alguns autores deram ênfase à religiosidade individual autoavaliada, como foi o caso de Miller e Bingham (1989) e Slap et al. (2003), que a codificaram de acordo com a importância que a religião exerce sobre a vida da jovem: de baixa a alta, no caso de Miller e Bingham (1989); e muito importante, importante e não importante, no caso de Slap et al. (2003). Já Mahoney (1980) utilizou uma escala de 0 a 20, na qual o respondente deveria marcar seu grau de religiosidade, sendo 0 correspondente a nada intenso e 20 igual a muito intenso (Quadro 3).

### *Multidimensional*

A revisão bibliográfica captou várias experiências de autores que utilizaram mais de uma variável para construir a variável religiosidade (Quadro 3), dando a ela um caráter multidimensional.

Em Tanfer e Horn (1985), Albrecht et al. (1977), Kiragu e Zabin (1993), Bearman e Brückner (2001), Meier (2003), Rostosky et al. (2003), Regnerus e Smith (2005), Odimegwu (2005), Francis (2007), Haglund e Fehring (2010) e Burchardt (2011), a religiosidade foi medida com base nas respostas às perguntas sobre frequência de ida à igreja (ou comunhão), importância pessoal da religião para o jovem (exceto ALBRECHT et al., 1977), frequência que reza ou ora (exceto TANFER; HORN, 1985; KIRAGU; ZABIN, 1993; REGNERUS; SMITH, 2005) ou outras variáveis pessoais do tipo participação em grupo de jovem (MEIER, 2003; FRANCIS, 2007), leitura da bíblia todos os dias, divulgação do evangelho, distribuição de material religioso e se a pessoa se importa com o que Deus pensa sobre ela (somente ODIMEGWU, 2005).

Escala de resposta a diversas perguntas também foram utilizadas por autores como Woodroof (1985), Fehring et al. (1998), Scheepers et al. (2002), Rowatt e Schmitt (2003), L'Engle et al. (2006) e Burdette e Hill (2009). Para Woodroof (1985), por exemplo, a escala

consistia em 11 perguntas sobre comportamento religioso, entre elas a frequência com que o respondente faz contribuições financeiras para a igreja e a frequência com que tenta converter outras pessoas. Para ter mais confiança no seu índice, a escala de Fehring et al. (1998) chegou a ser julgada por 158 líderes religiosos, que apontaram o que seria uma pessoa religiosa (KOENIG et al., 1988 apud FEHRING et al., 1998).

Saindo da escala de religiosidade do respondente, em Scheepers et al. (2002), a frequência religiosa dos pais foi relatada pelos estudantes e utilizada na pesquisa. Os autores também empregaram a religiosidade dos pais, que foi calculada com base em Kelley e De Graaf (1997 apud SCHEEPERS et al., 2002), que a consideraram uma média não ponderada da frequência religiosa dos pais e responsáveis na nação como um todo. As visões religiosas sobre o mundo foram calculadas com base nas respostas a perguntas sobre Deus e sua relação com as pessoas, o significado da vida e a existência de Deus. Billy et al. (1994) também adicionam à frequência de ida aos cultos e celebrações da igreja ou comunhão (católicos) uma variável que diz respeito à religiosidade da comunidade na qual estavam inseridos, por meio do cálculo da prevalência de pessoas consideradas religiosamente aderentes e religiosamente aderentes e conservadores.

## **Resultados encontrados na RBS**

### *Brasil*

Ao todo, 12 estudos encontrados pela revisão bibliográfica sistemática sobre iniciação sexual e religião ou religiosidade tiveram como foco o Brasil. Foram identificados cinco pontos principais, considerados não excludentes.

O primeiro ponto foi que a maior frequência religiosa, independentemente de filiação religiosa, estava relacionada com a menor iniciação sexual pré-marital (GUPTA, 2000; LONGO, 2001, COUTINHO, 2011; HUGO et al., 2011; BAPTISTA, 2011). Quanto mais alto o grau de religiosidade autoavaliado e mais elevada a religiosidade medida por meio da frequência aos serviços religiosos, menor é a chance de a iniciação sexual ter ocorrido.

Um segundo ponto encontrado foi que, com exceção de Baptista (2011), todos os outros estudos observaram correlações entre filiação religiosa e iniciação sexual, sendo que todas as categorias apresentaram chances reduzidas de o respondente já ter se iniciado sexualmente na época da entrevista, em comparação com a categoria de referência “nenhuma religião” (LONGO, 2001; FRANÇA, 2008; COUTINHO, 2011). Os que mais se aproximam de ter o mesmo risco de iniciação dos sem religião são os católicos, seguidos pelos neopentecostais (COUTINHO, 2011). Em seguida, para as mulheres, vêm as de outras religiões, as protestantes históricas e as pentecostais como o grupo mais conservador e, para os homens, os protestantes históricos, os pentecostais e os de outras religiões.

Um terceiro ponto encontrado na revisão é que a filiação religiosa aparenta estar relacionada com a opinião do jovem a respeito do sexo pré-marital ou na adolescência. Para os jovens evangélicos pentecostais, por exemplo, sexo só pode ser praticado dentro do

casamento, ou seria considerado pecado ou “fornicação” (SILVA et al., 2008). Enquanto os sem religião são mais liberais, protestantes e pentecostais eram os que menos concordavam com as afirmações de que sexo é uma fonte de prazer, satisfação e uma necessidade física, como fome e sede. No entanto, o sexismo é forte, pois mais pessoas concordavam que mulheres (e não homens) devem esperar o casamento para iniciar a vida sexual (PAIVA et al., 2008).

No entanto, o quarto ponto verificado na revisão refere-se à existência de grande variabilidade no discurso dos jovens brasileiros. Paiva et al. (2008), utilizando a mesma base de dados de Barbosa e Koyama (2008), analisaram opiniões e atitudes diante da iniciação e educação sexual de adolescentes brasileiros, comparando respostas em 1998 e 2005. Os autores descobriram não haver um perfil bem delineado de adolescentes conservadores ou liberais, já que muitos dos que defendem abstinência até o casamento defendem também a educação sexual nas escolas e o crescimento da tolerância com relação ao sexo homossexual. Além disso, o grupo católico viveria a religiosidade sem participar dos rituais e sem se deixar levar pela moral católica vinda do Vaticano, a qual proíbe o sexo pré-marital e o uso de preservativo. Vidal e Ribeiro (2008), em um estudo qualitativo, também observaram a variedade de discursos dos jovens. Em resumo, os jovens entendem que existem discursos conflitantes na esfera da sexualidade, já que coexistem ideologias sexuais tradicionais e outras mais liberais. O resultado é fruto de uma “negociação entre as partes”, e não de uma impulsividade (NASCIMENTO; GOMES, 2009, p. 1106).

Um quinto ponto encontrado nessa revisão bibliográfica dos artigos brasileiros diz respeito à opinião das autoridades religiosas, que é, em geral, menos heterogênea e liberal do que a dos jovens. Rios et al. (2008) e Silva et al. (2008), em pesquisas qualitativas, investigaram o posicionamento de lideranças religiosas católicas e evangélicas sobre juventude e sexualidade. Segundo esses autores e os dados colhidos, tanto católicos quanto evangélicos criticam a erotização precoce que estimula a sexualidade juvenil e, apesar de reconhecerem as mudanças que a sociedade enfrentou na esfera da sexualidade, o atrelamento do sexo ao casamento ainda é uma preocupação dos líderes religiosos, já que sexo só deve ser feito após o jovem adquirir responsabilidade, entendida como consciência, maturidade afetiva, formação educacional, inserção no mercado laboral e matrimônio (RIOS et al., 2008). Assim, as igrejas têm que lançar mão de estratégias para assegurar que seus jovens não se engajem em atividades sexuais, como a ameaça da perda da posição de liderança ou do prestígio dentro da igreja. Há, também, uma valorização do jovem que espera, bem como a estigmatização daquele que desvia. “A estigmatização constitui estratégia importante para manter o rebanho sob controle” (RIOS et al., 2008, p. 681).

### *Mundo*

Os estudos sobre outros países circulam em três eixos que, assim como no Brasil, não são excludentes. O primeiro eixo de estudos diz respeito à associação da denominação

religiosa ou filiação religiosa à iniciação sexual. O sinal da relação tende a mudar conforme a orientação da religião. As mais permissivas costumam estar associadas com a iniciação sexual, enquanto as mais conservadoras tendem a agir no sentido de postergar o início da relação sexual. No entanto, há pouca consistência com relação aos resultados por filiação religiosa, haja vista que a religião que é considerada permissiva ou conservadora varia conforme a pesquisa, o país pesquisado e a época do estudo.

É interessante notar, a princípio, que a filiação católica, embora seja um grupo conservador, contra qualquer tipo de relação pré-marital, extramarital, incluindo uso de contracepção (BREWSTER et al., 1998, p. 496), tende a ser mais conservadora no exterior do que no Brasil (BRUNEAU, 1982 apud VERONA, 2010<sup>7</sup>), onde apresenta grande variedade de crenças e práticas. Esse fato sugere que, apesar de os católicos serem regidos pelo Vaticano, a heterogeneidade dentro do grupo é grande. Enquanto Landis (1960) e Tavares et al. (2009), em épocas e países diferentes, descobriram que católicos iniciavam-se sexualmente mais cedo do que seus pares protestantes, outro grupo de pesquisadores verificou que católicos possuíam comportamento mais conservador e, por isso, iniciavam-se mais tarde do que o grupo de protestantes (CASPER, 1990; ODIMEGWU, 2005). No entanto, Marsicano et al. (2011), em um outro exemplo, mostram que, para católicos e protestantes, a frequência às cerimônias não os difere com relação à iniciação sexual.

Um achado quase universal é o fato de que pessoas sem religião tiveram mais chances de serem sexualmente iniciadas do que seus pares com alguma filiação religiosa (LANDIS, 1960; DAVIS; LAY-LEE, 1999; FRANCIS, 2007; TANFER; HORN, 1985). No entanto, Burdette e Hill (2009) esbarram em um resultado inusitado: não ter religião estava associado com menores chances de perda de virgindade no modelo completo. Uma das possíveis explicações é que adolescentes sem filiação podem estar mais expostos a mensagens de saúde pública, pois são menos ou nada protegidos dessas mensagens, as quais muitos pais e igrejas podem considerar contra os princípios religiosos (BURDETTE; HILL, 2009).

O segundo eixo de pesquisas, assim como no Brasil, busca associar a frequência de participação aos cultos e celebrações (frequência religiosa) e/ou a religiosidade do jovem com a iniciação sexual. Sem grandes variações nos resultados, a maior participação nos cultos e celebrações, assim como uma maior religiosidade, tende a estar associada com a postergação no início da atividade sexual (MILLER et al., 1987; WOODROOF, 1985; MILLER; SIMON, 1974; MANNING et al., 2007; SLAP et al., 2003; FEHRING et al., 1998; ALBRECHT et al., 1977; WOODROOF, 1985; ROSTOSKY et al., 2003; SCHEEPERS et al., 2002; FEHRING et al., 1998; ODIMEGWU, 2005; ISHIDA; STUPP; MCDONALD, 2011; ADAMCZYK; FELSON, 2012). Hull e Hennessy (2011), no entanto, observaram que os mais frequentes às cerimônias não se diferenciam dos que frequentam ocasionalmente, ou seja, ir à igreja de vez em quando já seria suficiente para que os efeitos da religião sobre a iniciação sexual fossem significantes. Em geral, os que se consideram mais religiosos também tendem a ter menores chances de

<sup>7</sup> Referência fora da RBS.

iniciação sexual precoce (MEIER, 2003; MAHONEY, 1980; TANFER; HORN, 1985; LANDIS, 1960; FRANCIS, 2007; MILLER; BINGHAM, 1989; KIRAGU; ZABIN, 1993; ROSTOSKY et al., 2003; ROWATT; SCHMITT, 2003).

É importante notar que existe uma diferença entre religiosidade e religiosidade individual que, muitas vezes, é ignorada. Woodroof (1985) chama de *intrinsically oriented* aquele jovem que possui maior nível de religiosidade individual, como leitura de bíblia e rezas individuais, ao contrário dos *extrinsically oriented*. Ambos frequentam a igreja, mas a maior diferença entre eles é que o primeiro vê a religião como um fim em si e, por isso, a pratica, enquanto o segundo segue aquela religião como forma de obter algo mais, como contatos sociais. O autor conclui que existe uma relação entre virgindade e tipo de orientação religiosa: enquanto 86% dos *intrinsically oriented* eram virgens, apenas 62% dos *extrinsically oriented* não tinham se iniciado sexualmente na época da pesquisa. Rowatt e Schmitt (2003), em um estudo sobre orientação religiosa e experiências sexuais, descobriram que mulheres tendem a ser mais *intrinsically oriented* do que homens.

No estudo de Haglund e Fehring (2010), adolescentes que acreditavam que religião é importante tinham 27% menos chance de ter se iniciado sexualmente se comparados àqueles que não viam a religião como importante. Frequência a serviços religiosos diminuí a chance de iniciação para 46%. A variável que mais importou foi “atitudes religiosas”, cujos jovens tinham 54% da chance de ter se iniciado quando comparados com seus pares sem atitudes religiosas. Em Adamczyk (2012), o envolvimento em atividades seculares patrocinadas por entidades religiosas já era suficiente para diminuir a chance de a iniciação sexual ter ocorrido entre as ondas da pesquisa.

Por causa dessas diferenças, para Burdette e Hill (2009), a religiosidade que se manifesta no âmbito privado, ou a importância da religião para o jovem, pode ser melhor indicadora de religiosidade, especialmente em idades mais avançadas, já que o adolescente que frequenta cultos e cerimônias o faz porque assim deseja, e não porque foi obrigado, como seria o caso de crianças ou adolescentes mais novos, que são “carregados” para os cultos por suas famílias. No estudo de Mbotho, Silliers e Akintola (2013), por exemplo, o fator mais importante do adiamento da iniciação sexual foi “para agradar a Deus”.

Além de a religiosidade e a frequência de participação aos cultos e celebrações do próprio jovem terem impacto sobre sua iniciação sexual, outras variáveis estiveram presentes nos estudos, como a religiosidade da família e da comunidade – quanto mais religiosas, menores as chances de o jovem ter se engajado em atividades sexuais ou possuir opiniões mais liberais (SCHEEPERS et al., 2002; BURDETTE; HILL, 2009; STULHOFER, 2011). Segundo os autores, isso é sinal de que adolescentes podem ser influenciados pela comunidade onde vivem, mas também que os custos psicológicos de engajar em atividades sexuais em comunidades muito religiosas podem ser altos. Resumindo, tanto a religiosidade individual, seja ela intrínseca ou extrínseca, quanto a religiosidade da família e da comunidade estão associadas à iniciação sexual.

O terceiro eixo das pesquisas internacionais diz respeito à associação da filiação religiosa ou religiosidade com o grau de permissividade de contatos íntimos sexuais e/ou a opinião e a atitude sobre sexo pré-marital ou na adolescência. A permissividade anda junto com a iniciação sexual, obedecendo quase às mesmas associações, podendo se diferenciar dentro das filiações religiosas, geralmente em função do grau de conservadorismo de cada divisão religiosa da mesma filiação (MURRAY, 1978; JENSEN et al., 1990; FEHRING et al., 1998; GARNER, 2000). Apesar de ir contra a literatura, os autores encontram que a permissividade também estava correlacionada com pessoas que iam à igreja toda semana (JENSEN et al., 1990). Nesse caso, a hipótese dos autores é de que essas pessoas frequentam a igreja por conformidade social, e não por motivos religiosos. Mais uma vez, há a indicação de que variáveis de religiosidade individual, ao contrário de variáveis de frequência, podem captar melhor o verdadeiro efeito da religiosidade sobre a iniciação sexual.

### **Considerações para estudos sobre religião e sexualidade**

A revisão bibliográfica também foi utilizada para entender e salientar alguns aspectos metodológicos relevantes, os quais deveriam ser levados em conta na ocasião de uma pesquisa sobre sexualidade e religião, não exclusivamente as realizadas com adolescentes.

O primeiro tópico a ser abordado é a definição dos conceitos de religião e religiosidade, bem como a interpretação e consistência com relação a esses significados ao longo da pesquisa e entre os entrevistados. Religião pressupõe um conjunto de crenças, rituais e códigos morais que são compartilhados por seus seguidores. Subentende-se que as diferentes denominações estarão relacionadas com diferentes normas e expectativas que contribuem para a formação e a prática do comportamento, incluindo a iniciação sexual (THORNTON; CAMBURN, 1989). Sendo dada a uma pessoa geralmente ainda na infância, a denominação religiosa poderia, então, por meio dos seus valores, normas e ensinamentos, definir ou ajudar a definir um comportamento (THORNTON; CAMBURN, 1989).

No entanto, ser católico no Brasil é diferente de ser católico em outros lugares; além disso, mesmo para pessoas nascidas e iniciadas nessa religião no mesmo país, a relação que a pessoa exerce com a religião poderá ser ou não definidora da sua denominação. Por exemplo, uma pessoa que foi batizada e nunca mais voltou à igreja pode querer dizer que é católica, ao passo que uma pessoa batizada que vai à igreja somente para assistir casamentos poderá dizer que não é. Essa limitação também acontece com a religiosidade: enquanto ir à igreja com alguma frequência, para um católico, já é considerado ser praticante (entre os mandamentos da igreja, está o de ir à igreja aos domingos e dias santos), para um evangélico, no entanto, o esperado é que se vá com a maior frequência possível (ROPER, 2007). Similarmente, um jovem criado em uma casa ou em uma comunidade onde o nível de engajamento religioso pessoal, como leitura de bíblia, é diário, pode se declarar menos religioso caso não leia a bíblia todos os dias (BILLY et al., 1994; SCHEEPERS et al., 2002).

Diante dessas questões, comparações sobre quem é mais praticante devem ser feitas com cautela e, sempre que possível, outras medidas de religiosidade devem ser incorporadas à análise. Também se fazem necessárias medidas que categorizem religião e religiosidade da forma padronizada. Em vez de utilizar escalas de religiosidade (pouco, médio ou muito), são preferíveis medidas que controlem o que está sendo chamado de religiosidade – como, por exemplo, ler a bíblia todos os dias ou pregar o evangelho pelas ruas. Além disso, a religiosidade medida no âmbito privado (orações, leitura de bíblia) pode ser melhor indicadora de religiosidade, especialmente no final da adolescência quando o adolescente que pratica atividades ligadas à religiosidade o faz porque deseja, e não porque foi levado pelos pais (BURDETTE; HILL, 2009).

Um segundo fator importante mapeado pela RBS, já na esfera dos estudos de sexualidade em geral, é a qualidade das respostas. É preciso confiar na precisão das respostas, e quanto mais tempo tiver transcorrido entre o acontecimento (relação sexual) e o relato (entrevista), maiores são as chances de a data e as circunstâncias em que o evento aconteceu sumirem da memória (MILLER; SIMON, 1974). Entrevistar adolescentes e jovens adultos faz com que a qualidade da informação seja maior, já que o tempo transcorrido entre o evento e a entrevista é menor. No entanto, encontra-se o problema da conformidade social, quando os jovens podem tender a exagerar suas experiências como parte de uma ideologia dominante que valoriza a virilidade masculina (HEILBORN; CABRAL, 2006), ou caminham pelo lado inverso e escondam a verdade por medo, vergonha, ou ainda para manter os papéis de gêneros socialmente construídos, nos quais as mulheres devem fazer papel de virgens. Para tentar reduzir ao máximo a chance de um jovem exagerar ou esconder informação, principalmente por medo de ser identificado ou por vergonha do entrevistador, a tecnologia tem tido papel importante. Na pesquisa *Add Health*, os questionários aplicados no domicílio utilizavam uma tecnologia chamada *audio-enhanced, computer-assisted self-interviewing (audio-CASI)*, que permitia que o aluno escutasse as perguntas em um *headphone* individual e as respondesse diretamente em um *laptop* (ROSTOSKY et al., 2003).

Uma terceira consideração nos estudos sobre sexualidade é pensar que o sexo, na forma de relação sexual vaginal, é a única forma de definir perda da virgindade ou início da vulnerabilidade a doenças e gravidezes indesejadas. Como bem notaram Borges e Schor (2007), antes da primeira relação sexual, os jovens podem engajar em outras experiências sexuais. Para as autoras, essas experiências merecem ser pesquisadas a fundo, dada sua relevância para a vulnerabilidade dos jovens, que muitas vezes são deixados à margem de serviços de saúde e discussões sobre prevenção por nunca terem tido relação sexual com penetração, apesar de já esboçarem comportamentos de risco. Além disso, segundo as autoras, o fato de a adolescência não ser uma fase homogênea, com trajetórias bem demarcadas, traz à baila a necessidade de se discutirem os múltiplos processos pelos quais o jovem caminha pela sexualidade, não tendo apenas a primeira vez como variável de interesse.

Um quarto ponto importante está relacionado à declaração sobre o grau de permissividade dos pais relatado pelos filhos. Segundo Thornton e Camburn (1987), crianças com atitudes

e comportamentos mais permissivos tendem a pensar que seus pais também são mais permissivos, a fim de justificar o seu comportamento. Além disso, por exemplo, pode ser que a rigidez familiar não seja a definidora do *status* sexual do filho, mas sim o contrário. Para alguns jovens com comportamento muito liberal para o sexo, talvez seja necessário que a família se faça mais presente, tornando mais rígidas as regras de comportamento (KIRAGU; ZABIN, 1993).

Uma quinta consideração é a possibilidade de sexo não consentido, ou feito sob coerção, que pode acontecer com meninas e meninos de todas as religiões. Após a violência sexual, as pessoas podem reportar que já fizeram sexo, contribuindo para o aumento das estatísticas de sexualmente iniciados, quando, na verdade, elas são vítimas (BROWNE; FINKELHOR, 1986; BEITCHMAN et al., 1992 apud REYNOLDS, 1994).

A sexta consideração relevante diz respeito à amostra. Muitos dos estudos são feitos utilizando amostras muito localizadas ou de conveniência, que impedem que os achados sejam generalizados para a população total (BREWSTER et al., 1998). É preciso atenção na interpretação e generalização dos achados científicos, especialmente em se tratando de uma variável cultural como religião, que pode ter seu significado alterado conforme o contexto.

O sétimo e último problema metodológico a ser enfrentado é com relação à ordem dos acontecimentos, o que pode levar a conclusões precipitadas sobre o efeito de religião. Quatro situações são comumente descritas na literatura e devem ser consideradas, especialmente em caso de estudos do tipo *cross-section*.

A primeira situação é o fato de que a conversão religiosa pode ter acontecido após o início da vida sexual, dando a impressão de que jovens muito religiosos se iniciaram sexualmente independentemente de sua fé (THORNTON; CAMBURN, 1989).

Similarmente, uma segunda situação é conhecida como causalidade reversa. Em vez de ser virgem por ser evangélico, por exemplo, o adolescente pode, simplesmente, ter optado por essa religião para ganhar respaldo em continuar com a sua virgindade “intacta” ou seu comportamento menos permissivo (BREWSTER et al., 1998).

Uma terceira situação é descrita por Meier (2003). Em uma pesquisa de caráter longitudinal, a autora descobriu que, para mulheres, ter tido relações sexuais aumentou o grau de permissividade para o ato sexual pré-marital. No entanto, sua pesquisa não conseguiu captar se a mudança no grau de permissividade é devido à maior exposição à informação sobre sexo, à medida que começaram a praticá-lo, ou à utilização do discurso permissivo como justificativa por ter tido relações sexuais em uma idade precoce. A autora chama essa mudança no grau de permissividade de “adaptação da atitude depois da primeira relação sexual”, que pode corroborar as análises enviesadas sobre motivação ou grau de desejo para com a primeira relação sexual, já que a pergunta “o quanto você queria ter tido relação sexual na ocasião da primeira vez” é respondida após o ocorrido (MEIER, 2003, p. 1047).

Uma quarta situação, descrita por Regnerus e Smith (2005), refere-se aos efeitos de seleção. Os autores apontam que muito do que é considerado efeito da religião pode, na verdade, ser reflexo de efeitos de seleção, vieses na pesquisa ou efeitos espúrios.

Jovens com problemas de comportamento, por exemplo, vão menos à igreja. É preciso ser cauteloso, então, para não dizer que esses jovens possuem esse comportamento porque não vão à igreja, ou que os jovens com bom comportamento são assim porque estão sob influência da religiosidade. Dessa forma, para entender os efeitos de frequência religiosa no comportamento sexual, é necessário compreender os efeitos de interação com outras variáveis (JENSEN et al., 1990).

Apesar de atormentarem os pesquisadores, essas quatro situações não são exclusividade de pesquisas sobre religião, mas sim uma deficiência advinda do método e base empregados na análise. Estudos qualitativos e estudos quantitativos longitudinais podem lançar luz sobre esses questionamentos.

Como foi visto, diversas considerações metodológicas devem ser feitas antes de se dar início a uma pesquisa sobre sexualidade e religião/religiosidade, de preferência antes mesmo da instrumentação da coleta de dados. Apesar de ter sido uma tentativa de elencar as considerações mais relevantes, os tópicos anteriormente relacionados não esgotam as considerações metodológicas de tal tema de pesquisa, tampouco as descrevem com detalhes.

## **Conclusão**

Ao que tudo indica, religião e religiosidade são variáveis culturais que, sempre que possível, devem ser inseridas em pesquisas de âmbito demográfico, já que sua influência no comportamento sexual, no que tange à iniciação sexual, foi percebida pela maioria dos artigos aqui pesquisados, sugerindo que outras possíveis relações podem se fazer presentes. É necessário, no entanto, cautela com a classificação do “ser religioso” e com as diversas formas de interpretação da denominação religiosa. Recomenda-se que futuros questionários, nas mais diversas áreas da demografia, tragam quesitos capazes de avaliar com fidelidade a religiosidade do indivíduo, assim como sua igreja e seu nível de envolvimento religioso, a fim de que se possa observar a interação dessas variáveis culturais com outras variáveis demográficas. O refinamento nas classificações das variáveis e o uso de interações entre elas devem ser priorizados até que testes estatísticos e o bom senso do pesquisador comprovem a necessidade de se agruparem variáveis e utilizá-las nas formas simples e unidimensionais.

Com relação ao impacto da religião e religiosidade na iniciação sexual, o pouco mais de meio século de pesquisas que investigaram a associação entre religião e iniciação sexual adolescente revela que a influência da religião parece ser mais forte naqueles jovens que são mais religiosos. No entanto, os artigos também revelam que os jovens se veem divididos entre pelo menos dois discursos normativos: o da comunidade religiosa e o do convívio social mais amplo, sendo esse segundo provedor das informações que se fazem disponíveis para a maioria da população, tais como discursos de educação em saúde sobre sexo e preservativos. Assim, cabe ao jovem ouvir os discursos, assimilá-los ou “colocá-los em tensão” (SILVA et al., 2008, p. 690).

Se as realidades são muitas e muitos são os fatores que podem ter influência na primeira relação sexual, o enfrentamento da educação para a sexualidade deve abarcar essas diferenças (BORGES; SCHOR, 2005). Como sugere Silva et al. (2008, p. 691), “se valorizarmos o diálogo que o sujeito religioso articula entre os discursos sobre sexualidade que freqüentam seu cotidiano, buscando lidar com a tensão e o conflito entre tradição e modernidade no plano individual, no plano programático estaremos aprendendo o caminho para o diálogo com as comunidades das diferentes matrizes e suas concepções próprias de heteronomia moral religiosa”.

## Referências

- ADAMCZYK, A.; FELSON, J. The effect of religion-supported programs on health-related behaviors in adolescence. **Review of Religious Research**, v. 54, n. 4, p. 469-497, 2012.
- ADAMCZYK, A. Investigating the role of religion-supported secular programs for explaining initiation into first sex. **Journal for the Scientific Study of Religion**, v. 51, n. 2, p. 324-342, 2012.
- ADDAI, I. Religious affiliation and sexual initiation among Ghanaian women. **Review of Religious Research**, v. 41, n. 3, p. 328-343, Mar. 2000.
- AFRICAN JOURNAL OF REPRODUCTIVE HEALTH / LA REVUE AFRICAINE DE LA SANTÉ REPRODUCTIVE, v. 11, n. 3, p. 133-149, Dec. 2007.
- ALBRECHT, S. L.; CHADWICK, B. A.; ALCORN, D. S. Religiosity and deviance: application of an attitude-behavior contingent consistency model. **Journal for the Scientific Study of Religion**, v. 16, n. 3, p. 263-274.
- ALVES, J. E. D.; BARROS, L. F. W.; CAVENAGHI, S. A dinâmica das filiações religiosas no Brasil entre 2000 e 2010: diversificação e processo de mudança de hegemonia. **Rever – Revista de Estudos da Religião**, v. 12, p. 145-174, 2012.
- ALVES, J. E. D.; NOVELLINO, M. S. F. A dinâmica das filiações religiosas no Rio de Janeiro: 1991-2000. Um recorte por educação, cor, geração e gênero. In: PATARRA, N.; AJARA, C.; SOUTO, J. (Orgs.). **O Rio de Janeiro continua sendo...** Rio de Janeiro: Ence/IBGE, 2006, p. 275-307.
- BARBOSA, R. M.; KOYAMA, M. A. H. Comportamento e práticas sexuais de homens e mulheres, Brasil 1998 e 2005. **Revista de Saúde Pública**, v. 42 (Supl. 1), p. 21-33, 2008.
- BAPTISTA, C. J. **Prevalência de fatores de risco e perfil de vulnerabilidade à gravidez e DST/HIV/Aids: estudo com adolescentes de escolas públicas de Montes Claros – Minas Gerais, Brasil, 2008-2009.** Dissertação (Mestrado). Belo Horizonte: Programa de Pós-Graduação em Ciências da Saúde: Infectologia e Medicina Tropical, Universidade Federal de Minas Gerais – UFMG, 2011.
- BEARMAN, P. S.; BRÜCKNER, H. Promising the future: virginity pledges and first intercourse. **The American Journal of Sociology**, v. 106, n. 4, p. 859-912, Jan. 2001.
- BEMFAM. **Pesquisa Nacional sobre Demografia e Saúde.** Rio de Janeiro: Bemfam, 1996.
- BERQUÓ, E. S.; CAVENAGHI, S. M. Increasing adolescent and youth fertility in Brazil: a new trend or a one-time event? In: THE ANNUAL MEETING OF THE POPULATION ASSOCIATION OF AMERICA, Philadelphia, 2005. **Anais...** Pennsylvania: Population Association of America, 2005.
- BILLY, J. O. G.; BREWSTER, K. L.; GRADY, W. R. Contextual effects on the sexual behavior of adolescent women. **Journal of Marriage and Family**, v. 56, n. 2, p. 387-404, May 1994.
- BRANDÃO, C. R. B. Fronteira da fé – Alguns sistemas de sentido, crenças e religiões no Brasil de hoje. **Estudos Avançados**, v. 18, n. 52, p. 282, 2004 (Dossiê Religiões no Brasil).

BRASIL. Ministério da Saúde. **Pesquisa Nacional de Demografia e Saúde da Criança e da Mulher (PNDS)**. Brasília, 2006.

BREWSTER, K. L.; COOKSEY, E. C.; GUILKEY, D. K.; RINDFUSS, R. R. The changing impact of religion on the sexual and contraceptive behavior of adolescent women in the United States. **Journal of Marriage and Family**, v. 60, n. 2, p. 493-504, May 1998.

BURCHARDT, M. Challenging Pentecostal moralism: erotic geographies, religion and sexual practices among township youth in Cape Town. **Culture, Health & Sexuality**, v. 13, n. 6, p. 669-683, 2011.

BURDETTE, A. M.; HILL, T. D. Religious involvement and transitions into adolescent sexual activities. **Sociology of Religion**, v. 70, n. 1, p. 28-48, 2009.

CAETANO, A. J. O declínio da fecundidade e suas implicações: uma introdução. In: CAETANO, A. J.; ALVES, J. E. D.; CORRÊA, S. (Orgs.). **Dez anos do Cairo: tendências da fecundidade e direitos reprodutivos no Brasil**. Campinas: Abep e UNFPA, 2004.

CAMARANO, A. A. Fecundidade e anticoncepção na população jovem. **Jovens acontecendo nas trilhas das políticas públicas**. Brasília, CNPD, v. 1, 1998, p. 109-33.

CASPER, L. M. Does family interaction prevent adolescent pregnancy? **Family Planning Perspectives**, v. 22, n. 3, p. 109-114, May-Jun. 1990.

CHESNUT, R. A. **Born again in Brazil** – The Pentecostal boom and the pathogens of poverty. New Brunswick, NJ: Rutgers University Press, 1997.

CRAWFORD, T. V.; RAWLINS, J. M.; MCGROWDER, D.; ADAMS, R. The church's response to sexual reproductive health issues among youths: Jamaica's experience. **Journal of Religion and Health**, v. 50, n. 1, p. 163-176, 2011.

COOKSEY, E. C.; RINDFUSS, R. R.; GUILKEY, D. K. The initiation of adolescent sexual and contraceptive behavior during changing times. **Journal of Health and Social Behavior**, v. 37, n. 1, p. 59-74, Mar. 1996.

COSTA, J. V.; MELLO, L. F.; OJIMA, R. Religion and fertility: understanding adolescence pregnancy and family religion. In: XXV IUSSP CONFERENCE. Tours, France, 2005. Disponível em: <<http://iussp2005.princeton.edu/download.aspx?submissionId=51318>>. Acesso em: 11 jan. 2011.

COUTINHO, R. Z. **A carne é fraca: religião, religiosidade e iniciação sexual entre estudantes do ensino médio na Região Metropolitana de Belo Horizonte**, 2008. Dissertação (Mestrado). Belo Horizonte: Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional – Cedeplar, UFMG, 2011.

DAVIDSON, J. K. S. R.; DARLING, C. A.; NORTON, L. Religiosity and the sexuality of women: sexual behavior and sexual satisfaction revisited. **The Journal of Sex Research**, v. 32, n. 3 p. 235-243, 1995.

DAVIS, P.; LAY-YEE, R. Early sex and its behavioral consequences in New Zealand. **The Journal of Sex Research**, v. 36, n. 2, p. 135-144, May 1999.

ERIKSSON, E.; LINDMARK, G.; AXEMO, P.; HADDAD, B.; AHLBERG, B. Faith, premarital sex and relationships: are church messages in accordance with the perceived realities of the youth? A qualitative study in KwaZulu-Natal, South Africa. **Journal of Religion and Health**, v. 52, n. 2, p. 454-466.

FEHRING, R. J.; CHEEVER, K. H.; GERMAN, K.; PHILPOT, C. Religiosity and sexual activity among older adolescents. **Journal of Religion and Health**, v. 37, n. 3, p. 229-247, 1998.

FRANÇA, M. B. **Fatores associados à iniciação sexual e reprodutiva na adolescência: um estudo para Belo Horizonte e Recife**, 2002. Dissertação (Mestrado). Belo Horizonte: Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional – Cedeplar, UFMG, 2008.

FRANCIS, S. A. Implications of public and private aspects of religiosity for the sexual decisions of black and white adolescents. **Journal of Youth Ministry**, v. 5, n. 2, p 15-31, 2007.

FRESTON, P. Brother votes for brother: the new politics of protestantism in Brazil. In: GARRARD-BURNETT, V.; STOLL, D. (Orgs.). **Rethinking Protestantism in Latin America**. Philadelphia: Temple University Press, 1993, p. 66-110.

GARNER, R. C. Safe sects? Dynamic religion and AIDS in South Africa. **The Journal of Modern African Studies**, v. 38, n. 1, p. 41-69, 2000.

GAYDOS, L. M.; SMITH, A.; HOGUE, C.; BLEVINS, J. An emerging field in religion and reproductive health. **Journal of Religion and Health**, v. 49, n. 4, p. 473-484, 2010.

GLASS, J. C. JR. Premarital sexual standards among church youth leaders: an exploratory study. **Journal for the Scientific Study of Religion**, v. 11, n. 4, p. 361-367, 1972.

GUPTA, N. Sexual initiation and contraceptive use among adolescent women in Northeast Brazil. **Studies in Family Planning**, v. 31, n. 3, p. 228-238, Sep. 2000.

HAGLUND, K. A.; FEHRING, R. The association of religiosity, sexual education, and parental factors with risky sexual behaviors among adolescents and young adults. **Journal of Religion and Health**, v. 49, n. 4, p. 460-472, 2010.

HAMMOND, J. A.; COLE, B. S.; BECK, S. H. Religious heritage and teenage marriage. **Review of Religious Research**, v. 35, n. 2, p. 117-133, Dec. 1993.

HEILBORN, M. L.; AQUINO, E. M. L.; KNAUTH, D. R.; BOZON, M. (Orgs.). **O aprendizado da sexualidade: reprodução e trajetórias sociais de jovens brasileiros**. Rio de Janeiro: Garamond, 2006.

HEILBORN, M. L.; CABRAL, C. S. Sexual practices in youth: analysis of lifetime sexual trajectory and last sexual intercourse. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 22, n. 7, p. 1471-1481, jul. 2006.

HENZE, L. F.; HUDSON, J. W. Personal and family characteristics of cohabiting and noncohabiting college students. **Journal of Marriage and Family**, v. 36, n. 4, p. 722-727, Nov. 1974.

HUGO, T. D. de O. et al. Fatores associados à idade da primeira relação sexual em jovens: estudo de base populacional. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 27, n. 11, nov. 2011.

HULL, S. J. et al. Identifying the causal pathways from religiosity to delayed adolescent sexual behavior. **The Journal of Sex Research**, v. 48, n. 6, p. 543-553.

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Censo Demográfico 2010**. Características gerais da população, religião e pessoas com deficiência. Rio de Janeiro: Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão, IBGE, 2010, p. 1-215.

ISHIDA, K. et al. Prevalence and correlates of sexual risk behaviors among Jamaican adolescents. **International Perspectives on Sexual and Reproductive Health**, v. 37, n. 1, p. 6-15, 2011.

JENSEN, L.; NEWELL, R. J.; HOLMAN, T. Sexual behavior, church attendance, and permissive beliefs among unmarried young men and women. **Journal for the Scientific Study of Religion**, v. 29, n. 1, p. 113-117, Mar. 1990.

KINSEY, A.; POMEROY, W.; MARTIN, C.; GEBHARD, P. **Sexual behavior in the human female**. Philadelphia: Saunders, 1953.

KIRAGU, K.; ZABIN, L. S. The correlates of premarital sexual activity among school-age adolescents in Kenya. **International Family Planning Perspectives**, v. 19, n. 3, p. 92-97, Sep. 1993.

LANDIS, J. T. Religiousness, family relationships, and family values in protestant, catholic, and jewish families. **Marriage and family living**, v. 22, n. 4, p. 341-347, Nov. 1960.

LEITE, I. C.; RODRIGUES, R. N.; FONSECA, M. C. Fatores associados com o comportamento sexual e reprodutivo entre adolescentes das regiões Sudeste e Nordeste do Brasil. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 20, n. 2, p. 474-481, 2004.

L'ENGLE, K. L.; JACKSON, C.; BROWN, J. D. Early adolescents' cognitive susceptibility to initiating sexual intercourse. **Perspectives on Sexual and Reproductive Health**, v. 38, n. 2, p. 97-105, Jun. 2006.

LONGO, L. A. F. B. **Prevenir ou remediar?** Um estudo das práticas contraceptivas entre as mulheres de 15 a 24 anos no Brasil. Dissertação (Mestrado). Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da UFMG, Cedeplar, Belo Horizonte, 2001.

MAHONEY, E. R. Religiosity and sexual behavior among heterosexual college students. **The Journal of Sex Research**, v. 16, n. 2, p. 97-113, May 1980.

MANLOVE, J.; TERRY-HUMEN, E.; IKRAMULLAH, E. Young teenagers and older sexual partners: correlates and consequences for males and females. **Perspectives on Sexual and Reproductive Health**, v. 38, n. 4, p. 197-207, Dec. 2006.

MARSICANO, Ã. L.; LYDIE, N. et al. Gender and migration: the sexual debut of Sub-Saharan African migrants in France. **Population**, v. 66, n. 2, p. 275-301, 2011.

MARIANO, R. Expansão pentecostal no Brasil: o caso da Igreja Universal. **Estudos Avançados**, v. 18, n. 52, p. 121-138, 2004.

MBOTHO, M., CILLIERS, M.; AKINTOLA, O. Sailing against the tide? Sustaining sexual abstinence among Christian youth in a university setting in South Africa. **Journal of Religion and Health**, v. 52, n. 1, p. 208-222, 2013.

MCKINNON, S.; MCNAMEE, C.; POTTER, J. E. Adolescent fertility, marriage, race and religion in Brazil. In: THE POPULATION ASSOCIATION OF AMERICA ANNUAL MEETING, 2007. Disponível em: <<http://paa2007.pr.inceton.edu/download.aspx?submissionId=72108>>. Acesso em: 10 abr. 2009.

MCKINNON, S.; POTTER, J. E.; GARRARD-BURNETT, V. Adolescent fertility and religion in Rio de Janeiro, Brazil in the year 2000: the role of protestantism. **Population Studies**, v. 62, n.3, p. 289-303, 2008.

MEIER, A. M. Adolescents' transition to first intercourse, religiosity, and attitudes about sex. **Social Forces**, v. 81, n. 3, p. 1031-1052, Mar. 2003.

MENNING, C.; HOLTZMAN, M.; KAPINUS, C. Stepfather involvement and adolescents' disposition toward having sex. **Perspectives on Sexual and Reproductive Health**, v. 39, n. 2, p. 82-89, Jun. 2007.

MILLER, B. C.; BINGHAM, C. R. Family configuration in relation to the sexual behavior of female adolescents. **Journal of Marriage and Family**, v. 51, n. 2, p. 499-506, May 1989.

MILLER, B. C.; HIGGINSON, R.; MCCOY, J. K.; OLSON, T. D. Family configuration and adolescent sexual attitudes and behavior. **Population and Environment**, v. 9, n. 2, p. 111-123, Jun. 1987.

MILLER, P. Y.; SIMON, W. Adolescent sexual behavior: context and change. **Social Problems**, v. 22, n. 1, p. 58-76, Oct. 1974.

MIRANDA-RIBEIRO, P.; POTTER, J. E. Eu vacilei: the epidemics of teenage pregnancy at the end of the twentieth century in Brazil. In: IV CONGRESO DE LA ASOCIACIÓN LATINOAMERICANA DE POBLACIÓN. **Anais...** Havana, Cuba, 16-19 November 2010.

MURRAY, C. The moral and religious beliefs of catholic adolescents: scale development and structure. **Journal for the Scientific Study of Religion**, v. 17, n. 4, p. 439-447, 1978.

MURRAY, N. J.; ZABIN, L. S.; TOLEDO-DREVES, V.; LUENGO-CHARATH, X. Gender differences in factors influencing first intercourse among urban students in Chile. **International Family Planning Perspectives**, v. 24, n. 3, p. 139-144+152, Sep. 1998.

NASCIMENTO, E. F.; GOMES, R. Iniciação sexual masculina: conversas íntimas para fóruns privados. **Ciência e Saúde Coletiva**, v. 14, n. 4, p. 1101-1110, 2009.

OGLAND, C.; THANKAM S. S.; BARTOWSKI, J. P. C.; XU, X. Religious influences on teenage childbearing among Brazilian female adolescents. **Journal for the Scientific Study of Religion**, v. 49, n. 4, p. 754-760, 2010.

OGLAND, C.; XU, X.; BARTOWSKI, J. P.; OGLAND, E. G. The association of religion and virginity status among Brazilian adolescents. **Journal of Adolescent Health**, v. 48, n. 6. p. 651-653, 2011.

ODIMEGWU, C. Influence of religion on adolescent sexual attitudes and behaviour among Nigerian university students: affiliation or commitment? **African Journal of Reproductive Health / La Revue Africaine de la Santé Reproductive**, v. 9, n. 2, p. 125-140, Aug. 2005.

PAIVA, V.; ARANHA, F.; BASTOS, F. I. Opiniões e atitudes em relação à sexualidade: pesquisa de âmbito nacional, Brasil 2005. **Revista de Saúde Pública**, v. 42 (Supl. 1), p. 54-64, 2008.

REGNERUS, M. D.; SMITH, C. Selection effects in studies of religious influence. **Review of Religious Research**, v. 47, n. 1, p. 23-50, Sep. 2005.

REYNOLDS, D. I. Religious influence and premarital sexual experience: critical observations on the validity of a relationship. **Journal for the Scientific Study of Religion**, v. 33, n. 4, p. 382-387, Dec. 1994.

RIOS, L. F.; PAIVA, V.; MAKSUD, I.; OLIVEIRA, C.; CRUZ, C. M. S.; CRUZ, C. G.; JUNIOR, V. T.; PARKER, R. Os cuidados com a "carne" na socialização sexual dos jovens. **Psicologia em Estudo**, v. 13, n. 4, p. 673-682, out./dez. 2008.

ROHDEN et al. Religião e iniciação sexual em jovens de camadas populares. In: HEILBORN, M. L.; DUARTE, L. F. D.; PEIXOTO, C.; BARROS, M.L. de (Orgs.). **Sexualidade, família e ethos religioso**. Rio de Janeiro: Garamond, 2005.

ROPER, C. O valor da frequência à igreja. Disponível em: <<http://www.scribd.com/doc/3009583/O-Valor-da-Frequencia-a-Igreja>>. Acesso em: 11 jan. 2011.

ROSENBAUM, J. E.; WEATHERSBEE, B. True love waits: do Southern Baptists? Premarital sexual behavior among newly married Southern Baptist Sunday School students. **Journal of Religion and Health**, v. 52, n. 1, p. 263-275.

ROSTOSKY, S. S.; REGNERUS, M. D.; WRIGHT, M. L. C. Coital debut: the role of religiosity and sex attitudes in the add health survey. **The Journal of Sex Research**, v. 40, n. 4, p. 358-367, Nov. 2003.

ROWATT, W. C.; SCHMITT, D. P. Associations between religious orientation and varieties of sexual experience. **Journal for the Scientific Study of Religion**, v. 42, n. 3, p. 455-465, Sep. 2003.

SCHEEPERS, P.; GROTHENHUIS, M. T.; SLIK, F. V. D. Education, religiosity and moral attitudes: explaining cross-national effect differences. **Sociology of Religion**, v. 63, n. 2, p. 157-176, 2002.

SHORNACK, L. L.; AHMED, F. Adolescent religiousness and pregnancy prevention: a comment on research by studer and thornton. **Journal of Marriage and Family**, v. 51, n. 4, p. 1083-1085, Nov. 1989.

SILVA, C. G.; SANTOS, A. O.; LICCIARDI, D. C.; PAIVA, V. Religiosidade, juventude e sexualidade entre a autonomia e a rigidez. **Psicologia em Estudo**, v. 13, n. 4, p. 683-692, out./dez. 2008.

SIMÃO, A. B.; MIRANDA-RIBEIRO, P.; CAETANO, A. J.; CÉSAR, C. C. Comparando as idades à primeira relação sexual, à primeira união e ao nascimento do primeiro filho de duas coortes de mulheres brancas e negras em Belo Horizonte: evidências quantitativas. **Revista Brasileira de Estudos de População**, v. 23, n. 1, p. 151-166, jan./jun. 2006.

SLAP, G. B.; LOT, L.; HUANG, B.; DANIAM, C. A.; ZINK, T. M.; SUCCOP, P. A. Sexual behaviour of adolescents in Nigeria: cross sectional survey of secondary school students. **British Medical Journal**, v. 326, n. 7379, p. 15-18, Jan. 2003.

SMITH, C. Theorizing religious effects among American adolescents. **Journal for the Scientific Study of Religion**, v. 42, n. 1, p. 17-30, Mar. 2003.

SMITH, D. J. Youth, sin and sex in Nigeria: Christianity and HIV/AIDS-related beliefs and behaviour among rural-urban migrants. **Culture, Health e Sexuality**, v. 6, n. 5, p. 425-437, Sep.-Oct. 2004.

SOUZA, M. M. C. A maternidade nas mulheres de 15-19 anos como desvantagem social. In: VIEIRA, E. M.; FERNANDES, M. E. L.; BAILEY, P. E.; MCKAY, A. (Orgs.). **Seminário Gravidez na Adolescência**. São Paulo: Associação Saúde da Família, 1998, p. 74-91.

SPANIER, G. B. Sexualization and premarital sexual behavior. **The Family Coordinator**, v. 24, n. 1, p. 33-41, Jan. 1975.

STEELE, L. G. A gift from God: adolescent motherhood and religion in Brazilian favelas. **Sociology of Religion**, v. 72, n. 1, p. 4-27, 2011.

STUDER, M.; THORNTON, A. The multifaceted impact of religiosity on adolescent sexual experience and contraceptive. A reply to shornack and Ahmed. **Journal of Marriage and Family**, v. 51, n. 4, p. 1085-1089, Nov. 1989.

STULHOFER, A. D. & et al. Religiosity and sexual risk behavior among Croatian college students, 1998-2008. **The Journal of Sex Research**, v. 48, n. 4, p. 360-371, 2011.

TANFER, K.; HORN, M. C. Contraceptive Use, pregnancy and fertility patterns among single American women in their 20s. **Family Planning Perspectives**, v. 17, n. 1, p. 10-19, Jan.-Feb. 1985.

TAVARES, C. M.; SCHOR, N.; JUNIOR, I. F.; DINIZ, S. G. Factors associated with sexual initiation and condom use among adolescents on Santiago Island, Cape Verde, West Africa. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 25, n. 9, p. 1969-1980, set. 2009.

THORNTON, A. Reciprocal influences of family and religion in a changing world author. **Journal of Marriage and Family**, v. 47, n. 2, p. 381-394, May 1985.

THORNTON, A.; CAMBURN, D. The influence of the family on premarital sexual attitudes and behavior. **Demography**, v. 24, n. 3, p. 323-340, Aug. 1987.

THORNTON, A.; CAMBURN, D. Religious participation and adolescent sexual behaviors and attitudes. **Journal of Marriage and the Family**, n. 51, p. 641-653, 1989.

VERONA, A. P. A. **Sexual initiation and religion in Brazil**. Tese (Doutorado em Sociologia). University of Texas at Austin, 2010.

\_\_\_\_\_. Explanations for religious influence on adolescent sexual behavior in Brazil: direct and indirect effects. **Revista Brasileira de Estudos de População**, v. 28, p. 187-201, 2011.

VERONA, A. P. A.; DIAS JÚNIOR, C. S. Religião e fecundidade entre adolescentes no Brasil. **Revista Panamericana de Salud Pública / Pan American Journal of Public Health**, v. 31, p. 25-31, 2012.

VIDAL, E. I.; RIBEIRO, P. R. M. Algumas reflexões sobre relacionamentos afetivos e relações sexuais na adolescência. **Fractal: Revista de Psicologia**, v. 20, n. 2, p. 519-532, jul./dez. 2008.

WHITEHEAD, B. D.; WILCOX, B. L. et al. **Keeping the faith: the role of religion and faith communities in preventing teen pregnancy**. Washington, DC: National Campaign to Prevent Teen Pregnancy, 2001.

WOODROOF, J. T. Premarital sex and religious adolescents. **Journal for the Scientific Study of Religion**, v. 24, n. 4, p. 346-366, 1985.

## Sobre as autoras

*Raquel Zanatta Coutinho* é teaching fellow e aluna de doutorado em sociologia na University of North Carolina at Chapel Hill, nos Estados Unidos, e mestre em demografia pelo Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Universidade Federal de Minas Gerais (Cedeplar/UFMG).

*Paula Miranda-Ribeiro* é doutora em sociologia pela University of Texas at Austin, Estados Unidos, e mestre em demografia pelo Cedeplar/UFMG. Bolsista de produtividade 1C do CNPq e professora associada do departamento de Demografia do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Universidade Federal de Minas Gerais (Cedeplar/UFMG).

## Endereço para correspondência

Raquel Zanatta Coutinho  
University of North Carolina at Chapel Hill  
155 Hamilton Hall, CB 3210  
Chapel Hill, NC 27599, USA

## Abstract

*Religion, religiosity and sexual initiation during adolescence: lessons from a systematic literature review of a half-century of research*

The influence of religion on sexuality has been under investigation by international researchers for nearly half a century. Religion as a variable with effects on sexual behavior has emerged in Brazilian literature as this society goes through two related sets of changes, to wit, the religious landscape and norms and values associated with sexuality. Given the growing interest in this latter demographic variable, studies are needed on which to base future research in Brazil. The present paper seeks to review the Brazilian and international literature on links among religion, religiosity and adolescent sexual initiation and to identify manners of classifying religion and religiosity. Methodological issues that should be taken into account in studies on adolescent sexuality and religion are also discussed briefly. The literature review tracks and analyzes articles published between 1950 and 2010 in Portuguese and English using the SciELO, Atla and JSTOR databases as well as master's theses and PhD dissertations from Cedeplar and theses and dissertations from UFMG (online database).

**Keywords:** Sexual initiation. Religion. Religiosity. Adolescence. Systematic literature review.

## Resumen

*Religión, religiosidad e iniciación sexual en la adolescencia y la juventud: lecciones de una revisión bibliográfica sistemática de más de medio siglo de investigación*

Aunque no ha sido muy estudiada en Brasil, a nivel internacional la influencia de la religión sobre la sexualidad se ha investigado durante más de medio siglo. En la literatura brasileña, la religión como una variable de interés demográfico con impacto en el comportamiento sexual ha ido ganando importancia a medida que se producen cambios en el panorama religioso y las normas y los valores asociados a la sexualidad. Ante el creciente interés de los demógrafos por esta variable, se hacen necesarios más fundamentos teóricos para apoyar las futuras investigaciones y estudios brasileños en este campo. Este trabajo se propone entonces "mapear" la bibliografía nacional e internacional sobre

la asociación entre religión, religiosidad e iniciación sexual de los adolescentes y los jóvenes y revelar las numerosas maneras utilizadas para clasificar la religión y la religiosidad en los últimos años. Este análisis también pretende resaltar los cuidados metodológicos que se deben tener en el estudio de la sexualidad adolescente y la religión en general. Para cumplir con estos dos objetivos se realizó una revisión sistemática de la bibliografía disponible en las bases de datos SciELO, Atla, JSTOR y el Banco de Tesis y Disertaciones del Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (CEDEPLAR) y la Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG), considerando artículos publicados entre 1950 y abril de 2014, tanto en portugués como en inglés.

**Palabras clave:** Iniciación sexual. Religión. Religiosidad. Adolescencia. Revisión bibliográfica sistemática.

Recebido para publicação em 30/07/2013

Aceito para publicação em 04/11/2014



# Fatores associados ao desempenho escolar: uma análise da proficiência em matemática dos alunos do 5<sup>o</sup> ano do ensino fundamental da rede municipal do Rio de Janeiro

Gabrielle A. Palermo\*  
Denise Britz do Nascimento Silva\*\*  
Maria Salet Ferreira Novellino\*\*\*

O presente estudo está inserido na linha dos trabalhos que buscam compreender os diferentes fatores que influenciam o funcionamento das escolas da rede pública de ensino brasileira, bem como a sua qualidade, a partir da identificação de variáveis que impactam os resultados escolares, em particular o desempenho dos alunos medido pelos sistemas de avaliação utilizados pelo Inep/MEC. Os fatores que influenciam a proficiência são múltiplos e complexos, contemplando dinâmicas que atuam em diferentes níveis, desde o mais elementar, das características socioeconômicas e culturais dos indivíduos e de suas famílias, até as dinâmicas que ocorrem nas salas de aula, entre professores e alunos, e as características estruturais da escola. Alunos e seus responsáveis, diretores e professores das instituições de ensino são alguns dos atores relevantes que agem sobre o processo latente gerador de maiores ou menores rendimentos escolares. Mais especificamente, o objetivo do presente estudo é analisar os possíveis fatores que influenciam o desempenho escolar dos alunos do 5<sup>o</sup> ano do ensino fundamental, nas escolas públicas municipais da cidade do Rio de Janeiro. Para tanto, foram utilizados modelos hierárquicos com três níveis, que permitiram avaliar os efeitos de variáveis socioeconômicas e culturais e dos contextos familiares dos alunos, de práticas pedagógicas e estilos de ensinar dos docentes e, ainda, de políticas educacionais, aspectos da gestão e características das escolas. O estudo teve como fonte principal as informações provenientes da Prova Brasil 2007.

**Palavras-chaves:** Desempenho escolar. Dados da Prova Brasil. Modelo hierárquico.

---

\* Secretaria de Avaliação e Gestão da Informação (Sagi) do Ministério do Desenvolvimento Social – MDS, Brasília-DF, Brasil (gabience@gmail.com).

\*\* Escola Nacional de Ciências Estatísticas – Ence do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE, Rio de Janeiro-RJ, Brasil (denise.silva@ibge.gov.br).

\*\*\* Escola Nacional de Ciências Estatísticas – Ence do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE, Rio de Janeiro-RJ, Brasil (saletnovellino@gmail.com).

### **Breve histórico: estudos educacionais sobre desempenho escolar**

Os fatores que interferem no desempenho escolar são estudados há mais de cinco décadas no cenário internacional. O marco inicial usualmente apontado é o chamado *Relatório Coleman*, publicado em 1966, que analisa as causas para as diferenças de desempenho entre as escolas norte-americanas (COLEMAN et al., 1966). Concluiu-se com esse estudo que as diferenças de infraestrutura e equipamentos entre as escolas, assim como a qualidade do seu corpo docente ou de seus currículos, sua localização e mesmo o nível socioeconômico das escolas, não justificavam a grande variação de desempenho entre os alunos de diferentes escolas, ou seja, não importava a escola em que os alunos estudavam. Segundo a pesquisa, o principal fator responsável pelas disparidades de desempenho eram as diferenças socioeconômicas individuais entre os alunos (BROOKE; SOARES, 2008; ALBERNAZ et al., 2002; ALVES; SOARES, 2007; RIANI; RIOS-NETO, 2008).

O Relatório impulsionou discussões e estudos sobre os possíveis efeitos escolares no desempenho acadêmico. Primeiramente, como as diferenças entre as escolas americanas eram poucas, havia dúvidas sobre o que aconteceria em situações em que tais diferenças contextuais fossem maiores. Existiam, além disso, restrições sobre os procedimentos analíticos aplicados aos dados, que foram considerados deficitários em diversos aspectos. Desde então, muitos trabalhos sobre o tema foram feitos por pesquisadores de diferentes países (principalmente na Inglaterra e nos Estados Unidos), utilizando os mesmos dados coletados por Coleman e seus colegas, mas aplicando diferentes métodos de análise, ou realizando novas pesquisas, para conhecer outras realidades educacionais e buscar novas variáveis passíveis de interferência no desempenho dos alunos que pudessem efetivamente mensurar a relevância dos contextos escolares (BROOKE; SOARES, 2008; RIANI; RIOS-NETO, 2008).

Assim, o *Relatório Coleman* foi alvo de críticas, principalmente no que tange aos efeitos de agregação, que ocorrem “quando uma variável tem sentidos substancialmente diferentes para diferentes níveis hierárquicos” (BROOKE; SOARES, 2008, p. 223), ou seja, as hipóteses sobre o modo como uma variável age sobre o desempenho podem variar conforme a mudança da unidade de análise.

Outra crítica importante ao relatório foi a falta de variáveis que caracterizassem os processos internos das escolas, tais como expectativas e dinâmicas do professor, tempo de aula utilizado para atividades acadêmicas, organização e gestão da escola, além do clima escolar. Com isso, a linha de estudo sobre a eficácia escolar começou a ser desenvolvida, a partir de estudos como os de Hanushek (1970), Bloom (1976), Brookover (1978), Rutter et al. (1979) e Willms (1992).

Um avanço importante para os estudos sobre o desempenho escolar e, por conseguinte, sobre o efeito das escolas foi o advento, na década de 1970, dos modelos hierárquicos, que respeitam a estrutura aninhada dos dados escolares ao considerarem variáveis ao nível

da escola ou da turma, resolvendo o problema do vício de agregação dos modelos lineares clássicos. Ao mesmo tempo, estes modelos permitem que a análise do desempenho escolar utilize informações individuais por aluno conjuntamente com dados dos níveis superiores, melhorando, assim, as estimativas dos efeitos (ALVES; SOARES, 2007).

A princípio, os modelos de regressão linear foram desenvolvidos para análise de dados independentes, porém, esse pressuposto não é válido para os dados escolares, pois estudantes de uma mesma turma podem ter desempenhos mais próximos se comparados a estudantes de turmas diferentes, devido à sua convivência diária e por estarem submetidos aos mesmos processos de ensino, ou seja, as unidades de análise são correlacionadas. A metodologia continuou a ser desenvolvida, principalmente na Inglaterra pelos pesquisadores Harvey Goldstein e Anthony Bryk, que reformularam os modelos de regressão para que fossem adequados aos dados que apresentassem essa estrutura de correlação. Na década de 1980, a modelagem hierárquica começou a ser utilizada na pesquisa educacional, permitindo quantificar os efeitos das escolas e avaliar a influência dos diversos fatores no desempenho dos alunos, por meio da utilização de variáveis relacionadas aos diferentes níveis de análise, a saber: escola, turma ou o próprio aluno (BROOKE; SOARES, 2008).

No Brasil, o estudo sobre a qualidade da educação intensificou-se, principalmente, com a consolidação do Saeb, em 1995. A entrada tardia do Brasil na pesquisa sobre eficácia escolar “permitiu que os métodos mais adequados fossem usados de imediato” (BROOKE; SOARES, 2008, p. 11). Nesse sentido, os primeiros estudos brasileiros que analisaram o desempenho escolar (FLETCHER, 1997; MAMBRINI et al., 1999; FERRÃO; FERNANDES, 2001; CESAR; SOARES, 2001; ALBERNAZ et al., 2002) já dialogavam com outros trabalhos similares desenvolvidos em outras partes do mundo.

Os estudos realizados no Brasil que consideram a estrutura hierárquica dos dados educacionais confirmam os resultados internacionais, segundos os quais a escola tem um claro papel na vida escolar de seus alunos. Porém, os valores nacionais do efeito-escola são maiores (RIANI; RIOS-NETO, 2008), mesmo controlando a influência do nível socioeconômico dos alunos (tido como fator preponderante para o desempenho escolar). Além disso, os percentuais da variabilidade do desempenho explicada pelas escolas são superiores aos observados internacionalmente, principalmente quando se consideram conjuntamente as redes privada e pública, bem como no interior de cada uma delas (ALVES; FRANCO, 2008).

Assim, o presente trabalho está inserido no âmbito dos estudos que buscam identificar variáveis com impacto sobre o desempenho escolar, seja por meio da análise dos efeitos de características pessoais e sociais dos alunos, seja a partir de recursos e estruturas escolares, fatores estes comuns na literatura acadêmica sobre o assunto, além de estudar elementos ainda pouco abordados no Brasil, como o efeito dos pares, efeitos específicos de composição de turmas dentro das escolas e características dos professores, ou ainda os efeitos relacionados ao território em que as escolas estão localizadas.

## **Recortes analíticos: variável dependente e universo de alunos e escolas**

Para estudar os condicionantes do desempenho escolar, a variável dependente utilizada foi a proficiência dos alunos, medida a partir de um teste padronizado de matemática, com ênfase em resolução de problemas. As pontuações dos alunos neste teste têm como fonte a Prova Brasil aplicada em 2007, com uma escala de proficiência que varia entre 0 e 500. A opção em trabalhar com as provas de matemática deve-se ao fato de que alguns autores (BARBOSA, 2005 apud ANDRADE; SOARES, 2008; RODRIGUES et al., 2011) apontam que esta disciplina seria mais afetada pela qualidade das aulas e da própria escola do que a proficiência em língua portuguesa, sobretudo nas séries iniciais. As habilidades de leitura, por sua vez, seriam fortemente influenciadas pelo capital cultural que os alunos trazem de casa.

No que se refere aos alunos, uma informação fundamental é a sua série ou o ano em que está matriculado. A Prova Brasil é aplicada aos finais de segmento do ensino fundamental (EF), portanto, ao 5º e ao 9º anos. No presente trabalho, optou-se por abordar apenas os alunos do primeiro segmento, por dois motivos. Primeiramente, porque havia o interesse em estudar efeitos das turmas sobre o aprendizado e o desempenho dos alunos, considerando informações a respeito da composição das turmas, bem como do papel do professor. No primeiro segmento do ensino fundamental, a existência de um único professor para todas as disciplinas tornaria esse papel ainda mais importante, na medida em que os alunos convivem com ele por mais tempo. Além disso, essa associação unívoca facilita a produção de indicadores para as turmas, dado que apenas um único professor preenche o questionário (SOARES, 2005).

Outro fator que pesou na escolha do primeiro segmento remete ao argumento colocado por alguns autores e pesquisadores do campo da educação de que o efeito da escola seria mais forte neste segmento (SOARES, 2005). Por serem alunos mais jovens, o peso das suas trajetórias de vida e escolar seria menor (FERRÃO; FERNANDES, 2001; RODRIGUES et al., 2011), permitindo que a escola atue com maior intensidade nestes primeiros anos de formação, em comparação com os alunos do final do segundo segmento.

No que tange às escolas, são relevantes as informações a respeito das redes de ensino, de seu caráter público ou privado e do sistema de ensino ao qual pertencem. Nesse sentido, salienta-se que o universo do presente estudo restringe-se às escolas da rede pública municipal da cidade do Rio de Janeiro. Algumas destas escolhas devem-se simplesmente à limitação dos dados, já que a Prova Brasil apenas avalia alunos da rede pública urbana de ensino. Tal restrição tem como resultado imediato uma redução considerável da variabilidade entre as escolas e, por conseguinte, do efeito-escola. Dentro da rede pública de ensino, por sua vez, foram selecionadas apenas as escolas municipais que possuíam, em 2007, o 5º ano, as quais respondiam por aproximadamente 97% dos alunos, segundo os dados da própria Prova Brasil, enquanto as escolas das redes estadual e federal continham os outros 3%.

O sistema de ensino municipal carioca é um dos mais antigos do Brasil e, segundo a Secretaria Municipal de Educação, possui a maior rede de escolas públicas da América

Latina, ultrapassando 1.000 estabelecimentos, dos quais mais de 750 atendem aos mais de 60.000 alunos matriculados apenas no 5<sup>o</sup> ano. Nesse contexto, considerando o número de escolas e ainda a própria configuração geográfica e social da cidade, com todas as suas desigualdades, partiu-se do pressuposto de que existem diferenças substanciais entre as escolas, em termos de composição, contextos e práticas escolares, passíveis de serem analisadas em prol do aprimoramento da qualidade do ensino na cidade.

Finalmente, cabe ressaltar que a análise não incluiu todas as escolas que participaram da Prova Brasil 2007. Este último recorte metodológico refere-se à seleção de escolas com pelo menos duas turmas. Esta questão aparece na literatura sobre modelagem de dados escolares quando é discutido o número mínimo de turmas a ser considerado em análises hierárquicas com três níveis, em que o terceiro nível é a escola. Por exemplo, Soares (2005) retirou de suas análises as escolas com número de turmas inferior a quatro, procedimento que, segundo o autor, visou assegurar uma variabilidade mínima para a estimação das estatísticas para o nível da escola.

Assim, dado o interesse em trabalhar tanto efeitos das turmas como o efeito das escolas, considerou-se a necessidade de assegurar uma variabilidade mínima e, ao mesmo tempo, visando não perder muitas escolas para a análise, foi reduzido o ponto de corte para dois.

### **Informações sobre a base de dados**

A construção da base de dados utilizada nas análises teve como ponto de partida o banco de dados dos alunos que fizeram a Prova Brasil em 2007. A planilha com as informações sobre a proficiência, que contém basicamente as notas dos alunos nos testes padronizados, foi inicialmente associada à base de dados com as informações processadas do questionário socioeconômico, ou simplesmente Questionário do Aluno, que é respondido após a prova.

A Prova Brasil possui ainda outros instrumentos de coleta de informações sobre as atividades e as características das escolas. Estes são os questionários contextuais preenchidos pelo diretor e pelos professores de cada série e disciplina avaliadas, contendo informações que podem ser utilizadas nos níveis superiores do modelo hierárquico. Existe ainda o Questionário da Escola, que é preenchido por um aplicador externo à escola e que possui dados sobre a infraestrutura física do estabelecimento de ensino, a manutenção das salas e a conservação dos equipamentos e do prédio em que funciona a escola.

Após a agregação de todas estas planilhas, passou-se a buscar informações em outras fontes de dados: o Censo Escolar de 2007, também do Inep; e o Censo Demográfico realizado pelo IBGE em 2000, com informações para os setores censitários. Do Censo Escolar, foram extraídas informações sobre infraestrutura, que apresentavam muitos casos perdidos no Questionário da Escola, da Prova Brasil, bem como dados sobre os totais de professores, alunos e funcionários, que serviram também como denominadores para alguns dos indicadores criados.

Com base no Censo Demográfico 2000, por meio de técnicas de análise espacial, foram identificados os setores censitários que continham escolas, com a sobreposição entre uma malha de escolas georreferenciadas e a malha dos setores censitários. A partir daí, para cada um dos setores previamente selecionados, foram listados todos os setores adjacentes, gerando um banco de dados de setores/escolas e vizinhos. As variáveis escolhidas foram então agregadas para produzir um banco de escolas compatível com as demais planilhas. Assim, nesse novo banco, associaram-se às escolas variáveis que representam sua vizinhança, ou as características sociais e econômicas de seu entorno imediato. Esse trabalho permitiu incorporar às análises uma perspectiva associada ao território em que a escola está localizada, possibilitando ainda considerar a proximidade das escolas com as favelas da cidade do Rio de Janeiro. Foram criadas uma variável dicotômica indicando se a escola possuía em seu entorno imediato algum setor considerado favela, ou aglomerado subnormal, na terminologia empregada pelo IBGE, e outra variável que contabilizou o percentual de população residente em favelas no entorno na escola.

Um dos problemas enfrentados para a construção da base de dados foi a compatibilização dos questionários respondidos por alunos, professores e diretores, já que em alguns casos existiam turmas ou escolas ausentes da base de alunos e vice-versa. Além destas compatibilizações, foi necessário retirar da base de dados as escolas com apenas uma turma, devido à decisão metodológica de não incorporá-las nas análises. Este procedimento causou uma perda de apenas 13% das escolas em contraposição à perda de aproximadamente 80,9% se fosse utilizado o critério apontado por Soares (2005).<sup>1</sup>

Assim, considerando os ajustes na base de dados original, ou seja, a compatibilização dos questionários e a exclusão das escolas com somente uma turma, a base final que foi utilizada nas análises contou com 48.238 alunos dispostos em 1.642 turmas e 584 escolas.<sup>2</sup>

Outra questão importante sobre o banco de dados construído diz respeito à não resposta, ou casos com valores faltantes (*missings*) nas variáveis explicativas, o que pode ser particularmente sério em variáveis relevantes como a escolaridade dos pais, para a qual o percentual destes casos chegou a aproximadamente 30%.

Tendo em vista as características do banco de dados, pensou-se em desenvolver duas opções de análise. A primeira seria realizar o estudo somente a partir dos dados presentes, desconsiderando os casos que contêm um ou mais valores faltantes. Na segunda análise, a não resposta seria imputada, para então comparar os dois resultados. Porém, os casos que contêm pelo menos um valor faltante representam mais de 50% do banco de dados, o que sugere que estes não são aleatórios, ou seja, além de o poder de análise tornar-se

<sup>1</sup> É importante salientar que foi calculada a partição da variância do modelo nulo de três níveis (aluno, turma e escola) para universos mais restritos de escolas, elevando o número mínimo de turmas do ponto de corte para escolas com três ou mais turmas e escolas com quatro ou mais turmas. Ambos os modelos apresentaram o mesmo percentual de variância explicada para o nível 2 e percentuais levemente menores para o nível 3, em relação ao modelo com duas ou mais turmas, contrariando os esperados de acordo com o argumento apresentado por Soares (2005).

<sup>2</sup> Das 763 escolas municipais que atendiam ao 5º ano do ensino fundamental em 2007, segundo dados da Secretaria Municipal de Educação do Rio de Janeiro, 743 escolas, 1.967 turmas e 58.216 alunos estavam presentes na base de dados original da Prova Brasil 2007.

menos robusto pela alta redução dos casos, a análise restrita aos dados presentes teria possivelmente um viés.

Assim, optou-se por trabalhar somente com a segunda forma de análise. Seguindo os procedimentos adotados por Klein (2010), imputaram-se estes valores de modo semelhante ao utilizado pelo autor, a partir de um método de alocação no qual as respostas faltantes das variáveis explicativas do modelo assumiram as categorias cujo valor da proficiência média fosse mais próximo da proficiência do aluno na prova de matemática. O mesmo procedimento foi utilizado para imputar características dos professores e dos diretores, nos níveis da turma e da escola, respectivamente.

O intervalo de variação da proficiência em matemática dos alunos do 5º ano do EF na Prova Brasil 2007, considerando-se as escolas municipais da cidade do Rio de Janeiro, está definido entre aproximadamente 87 e 359 pontos, sendo que o desempenho médio dos alunos do 5º ano foi de 193 pontos. A distribuição das pontuações pode ser interpretada a partir da terceira meta do movimento Todos Pela Educação (2011). Seu objetivo é ter, no ano de 2022, mais de 70% dos alunos do 5º e 9º anos do ensino fundamental e do 3º ano do ensino médio, das redes pública e privada, com “desempenhos superiores a respectivamente 200, 275 e 300 pontos na escala de Português do SAEB, e superiores a 225, 300 e 350 pontos na escala de matemática” (TODOS PELA EDUCAÇÃO, 2011).

Considerando assim o nível 225 satisfatório para a proficiência em matemática para alunos 5º ano do EF, observa-se que os alunos possuem um nível médio de proficiência 32 pontos abaixo da meta. Com base nas medidas de posição,<sup>3</sup> verifica-se que 25% dos alunos (1º quartil) possuem pontuação inferior a 164, sendo que 75% não chegam ao ponto de corte que define o nível satisfatório (3º quartil é igual a 220,83).

### **Modelo hierárquico para análise dos condicionantes do desempenho escolar**

A escolha por um modelo de três níveis hierárquicos se justifica, teoricamente, pela inclusão de variáveis tanto das turmas quanto das escolas, bem como pela avaliação de que a inclusão possa ser justificada estatisticamente. Neste sentido, antes de iniciar o ajuste do modelo contendo as variáveis explicativas, foram testadas diferentes configurações para os níveis analíticos, conjugando alunos, turmas e escolas com o propósito de analisar a contribuição dos diferentes níveis hierárquicos dos modelos. Para tanto, ajustaram-se inicialmente dois modelos de dois níveis e um de três níveis, a saber: alunos e turmas; alunos e escolas; e alunos, turmas e escolas. A partição da variabilidade de cada modelo, de acordo com os níveis, é apresentada na Tabela 1.

<sup>3</sup> As medidas de posição da proficiência em matemática aqui consideradas foram o 1º e o 3º quartis, que são, respectivamente, 163,28 e 220,83.

**TABELA 1**  
**Partição da variância de acordo com os modelos nulos – 5º ano do ensino fundamental das escolas municipais**  
**Município do Rio de Janeiro – 2007**

Modelos	Níveis	Variância	Efeito-turma (%)	Efeito-escola (%)
Modelos com dois níveis	Alunos	1.435,97	17,69	-
	Turmas	308,62		
	Alunos	1.566,88	-	10,73
	Escolas	188,41		
Modelo com três níveis	Alunos	1.436,00	11,65	6,15
	Turmas	203,55		
	Escolas	107,43		

Fonte: Inep. Prova Brasil 2007.

Segundo a terminologia aplicada em Palermo (2011), o percentual de variância explicada pela turma é denominado efeito-turma, enquanto o percentual explicado pela escola é chamado de efeito-escola. Na comparação entre os modelos de dois níveis, observa-se que, para as escolas municipais da rede pública carioca, o efeito-turma (17,7%) é consideravelmente maior do que o efeito-escola (10,7%). Esse resultado parece indicar, como já defenderam alguns autores (ALVES; SOARES, 2007), que os fenômenos que ocorrem no âmbito das turmas seriam mais incisivos no desempenho dos alunos.

No modelo de três níveis, por sua vez, a variabilidade do nível superior é dividida em duas componentes, que, se somadas, resultam aproximadamente no mesmo percentual de variância explicado somente pela turma, estimado pelo primeiro modelo de dois níveis. Nesse sentido, a partição do terceiro nível parece proporcionar maior precisão conceitual, uma vez que parte da variabilidade atribuída à turma era, na verdade, produto das diferenças entre as escolas. Por outro lado, utilizar um modelo que tem apenas a escola como nível explicativo também não parece o procedimento metodológico mais apropriado, pois os resultados mostram que, ao se desconsiderarem as diferenças entre as turmas, boa parte da variabilidade que poderia ser explicada nos níveis superiores se perde.

Considerando que o modelo de dois níveis, com alunos e turmas, e o de três níveis, com alunos, turmas e escolas, possuem resultados praticamente iguais em termos de percentual da variância explicada pelos níveis superiores, poder-se-ia questionar se o modelo de dois níveis, o mais simples, é significativamente melhor do que o modelo mais complexo. Para testar esta significância estatística entre ambos os modelos, foi realizado o teste da razão de verossimilhanças, cujos resultados apontam para a significância do modelo com três níveis em relação àquele com dois níveis, reforçando assim a necessidade da utilização do terceiro nível de análise.

Com isso, partindo do modelo nulo, é possível iniciar a modelagem dos condicionantes do desempenho escolar. O modelo hierárquico com intercepto aleatório, considerando alunos, turmas e escolas, pode ser generalizado a partir das equações 1 e 2 (BRYK; RAUDENBUSH, 1992).

$$Y_{ijk} = \beta_{0jk} + \sum_{f=1}^F \beta_f X_{fijk} + \sum_{s=1}^S \gamma_s W_{sjk} + \sum_{t=1}^T \pi_t Z_{tk} + e_{ijk} \quad (1)$$

$$\beta_{0jk} = \beta_0 + u_{jk} + v_k \quad (2)$$

Onde:

$f = 1, \dots, F$  variáveis do nível 1;

$s = 1, \dots, S$  variáveis do nível 2;

$t = 0, 1, \dots, T$  variáveis do nível 3;

$i = 1, \dots, I_{jk}$  alunos na  $j$ -ésima turma da  $k$ -ésima escola;

$Y_{ijk}$ : desempenho escolar do aluno  $i$  que estuda na turma  $j$  da escola  $k$ ;

$\beta_0$ : média geral do desempenho escolar, considerando os alunos de todas as escolas;

$\beta_{0jk}$ : intercepto da turma  $j$  da escola  $k$ ;

$X_{fijk}$ : variáveis associadas às características individuais dos alunos;

$W_{sjk}$ : variáveis associadas às características das turmas;

$Z_{tk}$ : variáveis associadas às características das escolas;

$\beta_f, \gamma_s, \pi_t$ : efeitos das variáveis dos alunos, turmas e escolas, respectivamente;

$e_{ijk}, u_{jk}, v_k$ : efeitos aleatórios dos níveis 1, 2 e 3, respectivamente;

$e_{ijk} \sim N(0, \sigma_e^2), u_{jk} \sim N(0, \sigma_u^2), v_k \sim N(0, \sigma_v^2)$ .

Com base na revisão bibliográfica foi elaborado um quadro conceitual (Quadro 1), utilizado como referência para orientar a busca por variáveis explicativas e para interpretar os resultados dos modelos ajustados. Os principais estudos que serviram de base para o desenho do quadro foram: Alves (2006, 2009); Alves e Soares (2007); Andrade e Soares (2008); Bourdieu (1999); César e Soares (2001); Ferrão e Fernandes (2001, 2003); Franco et al. (2003); Klein (2006, 2010); Mambrini et al. (1999); Reynolds e Teddlie (2000); Ribeiro e Koslinski (2010); Soares (2004, 2007, 2009); Soares (2005); Willms (1992).

O quadro tem como base os três níveis explicativos que foram empregados na modelagem hierárquica: perfil dos alunos; características das salas de aula; e características dos estabelecimentos de ensino. Os níveis foram divididos em constructos que representam os atores, práticas e processos capazes de afetar o desempenho.

**QUADRO 1**  
**Quadro conceitual para análise do desempenho escolar**

Nível do aluno Características individuais	Aspectos pessoais	Características sociodemográficas Habilidades prévias Atitudes em relação à escola Trajetória escolar	
	Aspectos familiares		Estrutura e arranjos familiares Capital socioeconômico Capital cultural familiar Capital social familiar
	Nível da turma Características da sala de aula	Composição e efeito dos pares	Perfil do professor Expectativas e percepções Experiências com violência ou atos ilícitos em sala de aula
		Características da turma	
Características do professor			
Estilo e práticas pedagógicas			
Nível da escola Características dos estabelecimentos	Fatores sociais exógenos	Clima acadêmico Violência ou atos ilícitos na escola Percepções dos problemas da escola	
	Efeitos de composição da escola		Composição de alunos Composição de professores
	Características das escolas		
	Clima escolar		
	Perfil do diretor		
	Políticas ou práticas escolares		

Com isso, tomando como base o quadro conceitual, foi realizada uma primeira avaliação das perguntas e informações existentes nos questionários socioeconômicos e contextuais da Prova Brasil 2007, bem como dos dados disponíveis no Censo Escolar 2007 e no Censo Demográfico 2000. Nessa triagem inicial, na qual foram selecionadas as variáveis que seriam testadas e verificados os indicadores que poderiam ser construídos, consideram-se como critérios a relevância teórica da variável para cada um dos constructos, as variáveis que já tivessem sido utilizadas em outros estudos e a covariação univariada com a proficiência dos alunos.

A partir daí, as variáveis escolhidas e os indicadores criados foram organizados e classificados segundo o seu nível, o constructo e os subconstructos em que se enquadravam, sua fonte, o formato de registro da variável e o sentido esperado da relação com a variável dependente. No total, foram testadas 188 variáveis, 17 sobre o perfil dos alunos, 70 para o nível da turma e 101 referentes às características das escolas.

### **Condicionantes do desempenho escolar: análise dos resultados da modelagem estatística**

Para analisar os efeitos dos diferentes níveis, constructos e variáveis no desempenho de matemática, foram utilizados modelos de regressão hierárquica com três níveis, já que a incorporação dos níveis da turma e da escola, além de trazer vantagens conceituais, permite testar simultaneamente variáveis destes dois níveis superiores, sem contar que possui vantagens estatísticas evidentes. A partir daí, coloca-se a questão da construção dos modelos em termos dos critérios de inclusão e seleção das variáveis que irão compor o modelo, e ainda das estatísticas que serão empregadas para testar as significâncias destas variáveis.

O processo de modelagem partiu do modelo nulo, ao qual as variáveis explicativas potencialmente capazes de afetar o desempenho foram sistematicamente adicionadas. A inclusão de variáveis no modelo nulo seguiu alguns critérios: o nível explicativo da variável; o constructo e o subconstructo da variável; e a força da associação com o desempenho mensurada separadamente para cada variável.

Dessa forma, iniciou-se a construção do modelo com a inclusão de variáveis dos alunos e, em seguida, das turmas e das escolas. Após esse primeiro critério, foi utilizado o quadro conceitual para orientar a ordem em que os blocos de variáveis seriam incorporados. De modo geral, os blocos referentes aos constructos que representam fenômenos mais gerais e mais amplos foram os primeiros a serem selecionados, considerando-se posteriormente a inclusão de variáveis dos constructos mais específicos e peculiares das unidades dos níveis de análise. Assim, para o nível dos alunos, por exemplo, iniciou-se pelos constructos que representavam aspectos familiares, para só depois incluir as características pessoais do aluno. Por fim, para cada constructo, a análise foi iniciada a partir da variável com maior associação com o desempenho.

A Tabela 2 traz os resultados do modelo final ajustado.<sup>4</sup> A descrição das variáveis significativas incluídas neste modelo encontra-se no Apêndice.

**TABELA 2**  
**Coefficientes dos efeitos fixos estimados para o modelo hierárquico em três níveis de análise (alunos, turmas e escolas) – 5º ano do ensino fundamental das escolas municipais**  
**Município do Rio de Janeiro – 2007**

<b>Níveis, constructos e variáveis</b>	<b>Coefficientes</b>	<b>Níveis, constructos e variáveis</b>	<b>Coefficientes</b>
Intercepto	189,05		
<b>Nível 1: Alunos</b>		<b>Nível 2: Turmas (continuação)</b>	
<i>Capital socioeconômico</i>		<i>Expectativas e percepções do professor</i>	
NSE – Bens e educação	0,10	Percepções sobre dificuldades de aprendizado	-1,10
Densidade domiciliar	-2,52	<i>Experiências com violência ou atos ilícitos em sala de aula</i>	
Trabalho infantil: Sim	-8,00	Agressão verbal	-1,49
<i>Capital cultural familiar</i>		Armas brancas: Sim	-2,76
Escolaridade dos pais: ensino médio	24,68	<i>Estilo e práticas pedagógicas</i>	
NCCI	2,71	Cobertura do conteúdo: Menos de 60%	-2,71
Tempo com televisão	1,65	Cobertura do conteúdo: Entre 60% e 80%	-1,41
Tempo com televisão <sup>2</sup>	-0,91	Base: Mais de 80%	
NCCO	0,27	Correção dos trabalhos em sala de aula	7,12
<i>Capital social familiar</i>		<b>Nível 3: Escolas</b>	
NCS	0,82	<i>Fatores exógenos</i>	
<i>Estrutura e arranjos familiares</i>		Pobreza no território da escola	-10,71
Arranjo biparental: Sim	1,17	<i>Composição dos alunos</i>	
<i>Trajetória escolar</i>		Escolaridade dos pais	42,05
Repetência	-3,71	NCCI da escola	8,61
Pré-escola: Sim	6,02	Composição racial – pretos	-20,56
Experiência do aluno em rede particular: Sim	4,26	<i>Características específicas das escolas</i>	
<i>Atitudes em relação à escola</i>		Densidade de alunos 1 – 5º ano	-0,19
Faz dever de casa	2,25	Tempo na escola	0,80
<i>Características sociodemográficas</i>		<i>Clima acadêmico</i>	
Idade	-1,09	Professores corrigem os trabalhos	13,53
Idade <sup>2</sup>	-0,57	<i>Percepções sobre os problemas da escola</i>	
Cor ou raça: Preta	-6,79	Percepções dos professores sobre dificuldades de aprendizado <sup>2</sup>	-1,43
Sexo: Meninas	-5,75	<i>Políticas ou práticas escolares</i>	
<b>Nível 2: Turmas</b>		Programa de redução das taxas de reprovação:	
Histórico de repetência da turma	-8,7	Não, mas o problema existe	-3,62
Escolaridade máxima dos pais	21,42	Não, pois a escola não possui esse problema	2,09
Alunos que trabalham fora	-10,6	Base: Sim	
Alunos que cursaram a pré-escola	11,35	Políticas de atribuição de professores às turmas:	
NCCI da turma	3,77	Professores experientes em turmas de aprendizagem mais rápida	5,87
NCCO da turma	1,06	Base: Outros critérios	
Densidade domiciliar dos alunos	-9,05		

Fonte: Inep. Prova Brasil 2007 e Censo Escolar 2007; IBGE. Censo Demográfico 2000.

Nota: Graus de liberdade para o nível 1: 46.578; nível 2: 1.045; nível 3: 572.

Todos os coeficientes estimados são significativamente diferentes de zero, ao nível de 5%.

<sup>4</sup> Vale ressaltar ainda que as suposições de normalidade e variância constante para os resíduos do modelo final foram avaliadas e confirmadas.

Em relação ao primeiro nível, é importante notar que o indicador de NSE, assim como as demais variáveis numéricas no nível do aluno, está centrado na média da turma. Isto significa que seu coeficiente deve ser interpretado em termos do impacto na nota do aluno, que possui o incremento ou a redução de uma unidade de seu NSE em relação ao nível socioeconômico médio da turma.

Assim, o coeficiente estimado de 0,1 aponta uma relação diretamente proporcional entre o NSE<sup>5</sup> e o desempenho do aluno, na qual, controlados os efeitos das outras variáveis presentes no modelo, se o NSE do aluno é maior do que a média da turma em uma unidade, sua proficiência aumentaria em aproximadamente um décimo. A título de ilustração, considerando o intervalo de variação do indicador de NSE (que varia de -21,7 até 29,5), o maior efeito deste indicador para um aluno seria 2,9 pontos de proficiência e o menor efeito seria uma redução de 2,2 pontos, ou seja, uma diferença líquida de 5,1 pontos de proficiência.

As outras variáveis do constructo *capital socioeconômico* parecem ter maior impacto do que o indicador de NSE. O indicador de densidade domiciliar apresentou um coeficiente negativo, que indica uma relação inversamente proporcional com o desempenho, seguindo os resultados achados por Alves (2006), apesar de a autora ter trabalhado com o total de crianças na residência. Assim, a diferença entre o aluno que possui o valor mínimo e aquele que possui o valor máximo para este indicador chega a aproximadamente 7 pontos de proficiência. Já a variável que representa o trabalho infantil registrou o maior efeito do constructo, na medida em que os alunos que trabalham fora de casa perdem em média 8 pontos de proficiência em relação aos que não trabalham, corroborando com achados de Machado et al. (2008) e Gonçalves et al. (2010).

No que tange ao *capital cultural familiar*,<sup>6</sup> a análise dos coeficientes foi iniciada a partir da variável escolaridade máxima dos pais, mensurada como uma variável indicadora, apontando os pais ou responsáveis pelo aluno que completaram o ensino médio, mas não o ensino superior. O coeficiente de 24,7 confirmou a importância atribuída a essa variável em outros estudos, como em Sores (2005) e Alves e Soares (2009), porém, para estes, a categoria com maior influência foi o ensino superior. O efeito mais elevado desta variável, em relação àquele obtido ao se considerarem também os pais com ensino superior, constitui um resultado intrigante não explicado pela teoria.

Ainda no que se refere ao capital cultural, os dois indicadores sintéticos utilizados foram positivos, indicando que quanto maior o capital cultural da família maior será o desempenho do aluno, de acordo com os achados em Soares (2005), Gonçalves et al. (2010), Machado et al. (2008) e Couri (2008), apesar de calculados de modo diferente em relação aos outros estudos. O coeficiente estimado para o capital cultural incorporado (NCCI)<sup>7</sup> foi de 2,7,

<sup>5</sup> O nível socioeconômico é resultante da soma ponderada de bens de consumo disponíveis nos domicílios e da escolaridade máxima dos pais.

<sup>6</sup> Capital cultural familiar se divide em objetivado, institucionalizado e incorporado (BOURDIEU, 1999).

<sup>7</sup> Capital cultural incorporado é a soma ponderada de variáveis que indicavam hábitos de leitura dos pais, incentivo à leitura e prática de trabalhos domésticos realizados pelo aluno.

indicando uma diferença de até 28 pontos entre alunos nos dois extremos da distribuição da proficiência. Os incrementos em termos de capital cultural objetivado (NCCO)<sup>8</sup> são mais modestos, de modo que a variação nos níveis de NCCO do aluno pode chegar a 5,2 pontos, considerando-se o pior e o melhor cenários.

A última variável do constructo capital cultural mensura o tempo gasto com televisão, medido em horas. A variável possui um termo linear e um termo quadrático que modelam uma relação na qual a proficiência cresce em um primeiro momento, chegando a um efeito máximo de acréscimo sobre a proficiência, a partir do qual a relação se inverte e o tempo que o aluno gasta com a TV passa a atrapalhar seu desempenho escolar, reduzindo sua proficiência. Assim, controlados todos os efeitos das demais variáveis, o impacto da TV seria benéfico até aproximadamente uma hora de diferença em relação à média da turma. É importante notar que a literatura, como em Couri (2008) e Mambrini et al. (1999), considera a influência da televisão no desempenho dos alunos, porém, sem estudar o efeito quadrático desta variável.

Maiores níveis de *capital social familiar*<sup>9</sup> também estão associados a maiores notas, resultado também observado por Klein (2010) e Couri (2008). Assim, cada incremento de uma unidade no indicador de capital social (NCS) em relação à média calculada para a turma se traduz em um aumento na proficiência de 0,8. Esta variável mensura um tipo bastante específico de capital social, que é aquele relacionado ao interesse dos pais na educação dos filhos e à supervisão que estes exercem na vida escolar do aluno, por meio de incentivos, presença na escola e conversas com os filhos sobre o cotidiano escolar.

Com o constructo *estrutura e arranjos familiares*, seria possível esperar que ambos os pais poderiam intervir na vida escolar da criança, ou existiriam pelo menos maiores possibilidades de que um dos pais se preocupasse diretamente com a educação, como mostra Alves (2006). Nesse sentido, a última variável que trata do papel da família na vida escolar procura representar o arranjo familiar com o qual o aluno convive, indicando se ele vive com os dois responsáveis, mesmo que não sejam pais biológicos. Esta variável apresentou um peso relativamente pequeno, uma vez que os alunos com a presença de ambos os responsáveis em casa apresentaram, em média, um incremento de apenas 1,2 ponto em suas notas, controlando pelas outras variáveis presentes no modelo.

No que se refere aos aspectos pessoais dos alunos que afetam seu desempenho, uma primeira dimensão relevante foi a sua *trajetória escolar*. Dessa forma, se o aluno já possuía um histórico de repetência, com mais de uma reprovação ou muitos abandonos, por exemplo, sua proficiência, como de fato era esperado, em termos de resultados a serem preditos, é menor, da mesma forma que observam os estudos de Albernaz et al. (2002), Franco et al. (2007), Machado et al. (2008) e Ribeiro e Koslinski (2010). Cada reprovação ou abandono adicional do aluno em relação à média da turma representa uma redução de 3,7 pontos de

<sup>8</sup> Capital cultural objetivado é a soma ponderada de variáveis que indicavam acesso a bens de consumo culturais e à informação (quantidade de livros na casa do aluno, além dos escolares, videocassete e/ou DVD, computador).

<sup>9</sup> Capital social familiar é a soma ponderada de variáveis que indicavam: incentivo dos pais à leitura, aos estudos e para não faltar às aulas; presença na reunião de pais; e interesse dos pais pelos assuntos que acontecem na escola.

proficiência. O diferencial em um cenário que compare o aluno com máximo observado em termos de repetência e um aluno que nunca foi reprovado, ou abandonou os estudos, chega a 22 pontos de proficiência.

As outras duas variáveis de trajetória escolar dizem respeito a dois eventos específicos. A primeira indica se o aluno estudou em uma escola particular antes de ingressar na rede pública de ensino, o que aumentaria sua proficiência, em média, 4,3 pontos. A segunda variável indica se o aluno cursou a pré-escola, o jardim de infância ou mesmo o maternal. Os alunos que ingressam mais cedo na escola têm, em média, uma proficiência superior em 6 pontos, de acordo com os achados em Soares (2005), Gonçalves et al. (2010) e Klein (2006, 2010).

Construiu-se apenas um indicador para medir as atitudes e o compromisso dos alunos com os estudos e com a escola. Este constituiu um indicador sintético construído a partir dos relatos dos alunos sobre a frequência com que faziam os deveres de matemática e português. Os resultados do modelo apontaram que um maior compromisso implicava notas mais altas, em consonância com os modelos teóricos de Andrade e Soares (2008) e Franco et al. (2003). Assim, o aumento de uma unidade em relação à média da turma leva a um incremento na nota de 2,2 pontos, em média. No limite, a diferença entre um aluno que nunca faz os exercícios e um que sempre cumpre suas tarefas pode chegar a 21 pontos de proficiência.

No que diz respeito às *características sociodemográficas* do aluno, observam-se variações na proficiência segundo sexo, cor e idade do aluno. Na variável sexo, os meninos formaram a categoria de referência, de modo que o coeficiente estimado mostra que os meninos possuem, em média, uma proficiência superior à das meninas em 5,7 pontos, em consonância com os estudos de Mambrini et al. (1999), César e Soares (2001), Albernaz et al. (2002), Franco et al. (2007), Klein (2010) e Ribeiro e Koslinski (2010). No modelo final, a cor do aluno conta com apenas duas categorias (pretos e não pretos<sup>10</sup>). Os alunos que se declararam pretos têm em média 6,8 pontos a menos na proficiência, diferença também apontada por Andrade e Soares (2008b). Considerando-se que o modelo controla os efeitos de outras variáveis e que no modelo existem variáveis diversas que mensuram condições tanto materiais quanto culturais das famílias, é possível afirmar que esta categoria possui importância a despeito do nível social e econômico dos alunos.

A idade do aluno, calculada em anos completos e ajustada para 30 junho,<sup>11</sup> foi incluída no modelo com um termo linear e outro quadrático, coeficientes igualmente estimados por Klein (2010). Estes dois coeficientes modelam uma relação na qual a proficiência dos alunos é maior quando sua idade está próxima à média da turma. Grandes defasagens em relação à turma na qual o aluno estuda, em termos tanto de atraso quanto de adiantamento, diminuem o desempenho. Os alunos atrasados possuem piores resultados para um mesmo intervalo de variação.

<sup>10</sup> As opções de respostas da Prova Brasil sobre cor ou raça são as mesmas utilizadas pelo IBGE, desde a edição de 2003: branco(a); pardo(a); preto(a); amarelo(a); indígena. Após análises das diversas combinações de categorias, a categorização dessa variável em preto e não preto se mostrou a mais significativa.

<sup>11</sup> Como realizado por Klein (2010).

Dos resultados do nível da turma, pode-se inferir que, de modo geral, turmas cujo alunado possui maior capital (socioeconômico e cultural), em relação à média da escola, possuem melhores resultados em termos de desempenho. Dessa forma, o incremento de uma unidade na média da densidade domiciliar dos alunos de uma turma, por exemplo, em relação à média desta mesma variável calculada para sua escola, significa, em média, uma redução de 9,1 pontos na proficiência dos alunos desta turma. Na prática, considerando o intervalo de variação desta variável (de -0,3 a 0,4), este coeficiente se traduz em uma diferença máxima de 6,3 pontos de proficiência entre alunos de turmas com a melhor e a pior situação, como pode ser visto na Tabela 3. O mesmo exercício pode ser realizado para as demais variáveis.

**TABELA 3**  
**Coefficientes estimados para efeitos de composição de turmas no modelo final e cenários construídos a partir dos intervalos de variação dos indicadores – 5º ano do ensino fundamental das escolas municipais**  
**Município do Rio de Janeiro – 2007**

Variáveis dos efeitos de composição da turma	Coef.	Intervalo de variação dos indicadores		Cenários		Diferença entre os cenários
		Mín.	Máx.	Pior	Melhor	
Histórico de repetência da turma	-8,7	-0,9	1,2	-10,4	7,8	18,3
Escolaridade dos pais – ensino médio	21,4	-0,3	0,3	-6,4	6,4	12,9
Alunos que trabalham fora	-10,6	-0,2	0,4	-4,2	2,1	6,4
Alunos que cursaram pré-escola	11,4	-0,4	0,4	-4,5	4,5	9,1
NCCI média da turma	3,8	-2,0	1,1	-7,5	4,1	11,7
NCCO média da turma	1,1	-2,7	2,3	-2,9	2,4	5,3
Densidade domiciliar dos alunos	-9,1	-0,3	0,4	-3,6	2,7	6,3

Fonte: Inep. Prova Brasil 2007 e Censo Escolar 2007; IBGE. Censo Demográfico 2000.

Estes coeficientes de composição do alunado da turma, por serem centrados na média da escola, referem-se à diferenciação entre as turmas dentro de uma mesma escola, podendo, nesse sentido, evidenciar políticas de composição de turmas, segundo critérios de proficiência ou idade dos alunos. Essa relação parece bastante clara quando nos referimos às variáveis de trajetória escolar, como a repetência, por exemplo, mas o mesmo raciocínio pode ser aplicado às variáveis que representam os capitais.

Assim, as políticas de atribuição de alunos às turmas, ao dividir os alunos pelo seu desempenho, os dividiriam também em termos de seu capital cultural e socioeconômico, devido à correlação de todos estes elementos. Tais políticas podem induzir desigualdades no âmbito da escola, como mostram Costa e Koslinski (2008). Os efeitos de pares, decorrentes da composição diferenciada, podem ainda produzir efeitos positivos de interação para as turmas “boas” e negativos para as turmas “ruins”, aumentando ainda mais as desigualdades iniciais entre as turmas. Por outro lado, Rodrigues et al. (2011) discutem que a composição heterogênea das turmas pode provocar a queda de rendimento dos alunos com melhor desempenho.

Em relação ao impacto das percepções do professor sobre o desempenho, traduzido pelo constructo *expectativas e percepções do professor*, somente foi significativa a variável sobre as

percepções que atribuíam aos alunos as dificuldades de aprendizado.<sup>12</sup> Os outros indicadores deste constructo, que não foram significativos no modelo, procuravam representar o modo como as percepções e avaliações subjetivas do professor a respeito de diversos atores e situações de seu convívio escolar se convertem em efeitos positivos ou negativos para seus alunos.

Ainda fazem parte das características do professor as variáveis que indicam suas experiências concretas com violência e outros atos ilícitos em sala de aula. Este constructo é composto por diferentes tipos de agressões e faltas disciplinares mais ou menos graves, que vão desde agressões verbais, pequenos furtos, depredações e presença de bebidas alcoólicas na sala de aula, até eventos mais graves, como agressões físicas e atentados à vida do professor, roubos e armas de fogo nas aulas. O mesmo procedimento metodológico adotado na definição dos indicadores de percepção das dificuldades de aprendizagem foi utilizado para definir que variáveis seriam agregadas para a produção de indicadores, conjugando uma interpretação inicial sobre a proximidade das variáveis com a utilização de análise fatorial como técnica exploratória. Os indicadores foram gerados a partir de somas simples de variáveis que indicavam se o professor havia ou não sofrido violência ou presenciado atos ilícitos em sala de aula.

As únicas variáveis significativas foram o indicador de agressões verbais e uma variável indicadora para a presença de armas brancas em sala de aula. O acréscimo de uma unidade no indicador de agressões verbais em relação aos valores médios da escola leva a uma redução de 1,5 ponto na proficiência dos alunos desta turma. Comparando o pior e o melhor cenários, há uma diferença máxima de 3,3 pontos de proficiência. Nas turmas em que o professor relatou ter presenciado alunos frequentando as aulas portando armas brancas (facas e canivetes, por exemplo), há uma redução média da pontuação dos alunos de 2,8.

O último constructo do nível da turma é aquele referente ao estilo do professor e às suas práticas pedagógicas em sala de aula. Neste constructo encontravam-se variáveis sobre prática de elogios e estímulos do professor aos alunos, estilos pedagógicos de ensinar matemática (voltados para automatização e execução de cálculos, ou para raciocínio interpretativo), uso do livro didático, nível de cobertura do conteúdo da disciplina previsto para o ano e prática de correção de trabalhos em sala de aula. Apenas as últimas duas práticas foram estatisticamente significativas.

Assim, os resultados para o segundo nível estão de acordo com o estudo apresentado por Ferrão e Fernandes (2001), que discute o impacto das instituições escolares sobre o desempenho dos alunos, o qual seria, em boa parte, produto do que ocorre nas salas de aula. No mesmo sentido, Alves e Soares (2007) e Reynolds e Teddlie (2000) têm reafirmado que os principais processos escolares acontecem dentro da sala de aula, sendo caracterizados por estas relações entre professores e alunos, indicando, sobretudo, o peso do papel do professor. Os estudos de Cibele e Soares (2001) e Alves e Soares (2007) apontam ainda

<sup>12</sup> Soma de variáveis que indicavam a percepção do professor sobre as dificuldades de aprendizado relacionadas com a baixa motivação e o mau comportamento dos alunos.

que a influência mútua entre os alunos que compõem uma turma também constitui um fator significativo para a obtenção de bons resultados escolares.

Após estas considerações sobre os dois primeiros níveis, cabe analisar os coeficientes do terceiro nível. As variáveis numéricas (percentuais e indicadores sintéticos) deste nível foram centradas na grande média, ou média global, e devem ser interpretadas em termos de diferenças médias da escola para a média do conjunto de todos os alunos da base de dados estudada.

Entre os fatores exógenos, apenas a variável que representou o nível de pobreza no território da escola foi significativa, apresentando uma relação inversamente proporcional com o desempenho. Assim, controlando por outras variáveis, o aumento em uma unidade nesta variável para determinada escola, em relação à média geral dos alunos, implica uma redução de 10,7 pontos de proficiência para os alunos desta escola. Porém, considerando o intervalo de variação do indicador (de -0,41 a 0,44), o efeito da pobreza no território pode variar de -4,7 a 4,4 pontos na proficiência média da escola.

É interessante notar que esta variável resistiu à inclusão das variáveis de composição de nível socioeconômico, que poderiam ter maior influência por representarem efeitos mais específicos, das famílias dos próprios alunos, e à incorporação de outras variáveis com efeitos fortes e consistentes, como as de composição de capital cultural, entre elas a escolaridade dos pais, e o histórico médio de repetência dos alunos da escola. Desse modo, a pobreza no território remete à noção de efeito-vizinhança, relacionada aos efeitos que os contextos sociais e condições de vizinhança presentes em determinados bairros e comunidades teriam sobre a vida das pessoas que habitam esses espaços, como é discutido por Ribeiro e Koslinski (2010).

Além disso, dadas as dificuldades de se obter uma boa estimativa para o nível socioeconômico dos alunos das escolas, a partir de variáveis que consideram os bens de consumo presentes nos domicílios, a variável sobre a pobreza no território da escola se mostrou uma alternativa promissora. Por fim, cabe ainda ressaltar que estes efeitos do território foram significativos, apesar da distância temporal entre as fontes (Censo Demográfico 2000 e Prova Brasil 2007), o que mostra uma grande estabilidade desta variável medida para os setores censitários.

Entre as variáveis de composição estão os maiores efeitos no nível da escola. O efeito de composição para a escolaridade dos pais, mensurado pelo percentual de alunos cujos pais completaram o ensino médio (mas não o superior), foi a variável com impacto mais relevante. O coeficiente expressivo de 42,05 atribuído à variação de uma unidade média da escola, em relação à média geral, precisa ser relativizado, na medida em que o intervalo de variação desta variável está entre -0,2 e 0,3. Assim, na comparação entre o pior e o melhor cenários, esta variável possui impactos que vão de -8,5 até 13,7 pontos de proficiência, o que resulta em uma diferença bastante elevada: 22 pontos, aproximadamente.

O nível médio de capital cultural incorporado da escola foi a segunda variável mais forte do terceiro nível, evidenciando a importância deste constructo para a explicação do desempenho

dos alunos. Esta variável possui um coeficiente menor, mas um intervalo de coeficiente maior em comparação com a escolaridade dos pais. Estes resultados se traduzem em uma diferença máxima entre os cenários de 19,5 pontos. Completa o constructo dos *efeitos de composição dos alunos da escola* uma variável de composição racial: o percentual de alunos que se declararam pretos. O coeficiente de -20,56 se traduz, na prática, em uma variação que vai de -4,9 a 4,1 pontos de proficiência, uma diferença de 9 pontos. É interessante notar que essa variável, ao contrário das outras duas referentes à composição do alunado, não foi significativa no nível da turma, apenas no da escola, o que talvez possa ser explicado pela ausência, neste nível, de outras variáveis de composição de nível socioeconômico (como a densidade domiciliar média e o percentual de alunos que trabalham fora) e de trajetória educacional (como o histórico de repetência) presentes no nível da turma. Nesse caso, esta variável de composição poderia estar, de certa forma, compensando parte da variabilidade explicada por estas variáveis, mas não explicada pela variável que mensura pobreza no território da escola. Pode ainda ser explicada por diferenças entre os públicos das escolas que não seriam refletidas entre as turmas. Assim, estes efeitos de composição poderiam ocorrer a partir da seleção diferencial de alunos pelas escolas, não fazendo diferença posteriormente, durante as práticas de atribuição de alunos às turmas. Se os alunos que ingressam em determinada escola já são predominantemente pretos ou brancos, por exemplo, as políticas de composição de turmas podem não fazer diferença nesta dimensão.

Em relação à modelagem, as variáveis de composição das escolas deveriam ser utilizadas para garantir estatisticamente a comparabilidade entre as escolas, controlando a origem social diferenciada dos alunos. Repetições de uma mesma variável em diferentes níveis, como apontam Reynolds e Teddlie (2000), poderiam aumentar o poder explicativo dos modelos e possibilitar uma maior compreensão das relações entre estes níveis.

No constructo *características específicas das escolas*, o número médio de alunos nas turmas de 5º ano apresentou uma relação inversamente proporcional com o desempenho do aluno, de modo que o acréscimo de uma unidade neste indicador, em relação à média global, representa uma redução de aproximadamente 0,2 ponto de proficiência. A outra variável significativa deste constructo foi o tempo na escola medido em horas, que possui uma associação positiva com o desempenho. O incremento de uma unidade neste indicador, em relação à média global, se traduz em um ganho de proficiência de 0,8 ponto. Na comparação das diferenças entre os cenários pior e melhor, a primeira variável obteve 5,6 pontos de diferença, contra 4,5 pontos do tempo na escola.

Se a correção com regularidade dos deveres de casa pelo professor representa um fator positivo para a turma, o fato de essa prática fazer parte da rotina pedagógica da escola, sendo incentivada pelo diretor e entre os professores, pode ser um indicador importante de um clima acadêmico com foco no aprendizado e que produz melhores resultados educacionais. O coeficiente com sinal positivo desta variável traz o percentual de alunos que afirmaram que seus professores corrigem sempre os trabalhos, indicando que quanto mais recorrente e generalizada é essa prática, maior é a proficiência média da escola. No limite, em escolas

onde esta prática é muito pouco usual, onde este indicador é mínimo, apontando um ambiente escolar pautado por outras prioridades, como o bom andamento de processos burocráticos, por exemplo, em que os professores se envolvem fortemente com tarefas administrativas, os alunos teriam seu desempenho reduzido, em média, em 9,6 pontos. Por outro lado, em escolas onde este indicador é máximo e que possuem um clima escolar prioritariamente acadêmico, os ganhos de proficiência dos alunos podem atingir, em média, 3,6 pontos. A diferença entre os dois cenários mais extremos é de 13 pontos de proficiência.

No que tange às políticas de atribuição de professores às turmas – assunto discutido por Costa e Koslinski (2008) e Soares (2004, 2009) –, sendo outra variável categórica, as opções e critérios possíveis eram muitos, incluindo desde critérios baseados na preferência dos professores, passando por sorteio e aqueles com base na manutenção ou revezamento de professores até, talvez os mais interessantes em termos das práticas escolares, os critérios específicos de alocação dos professores mais experientes.

Sobre estes últimos critérios, é identificada, no questionário do diretor, a prática de alocar professores experientes em turmas de aprendizagem mais rápida ou de aprendizagem mais lenta. As análises preliminares mostraram que apenas a primeira destas duas categorias representava um resultado significativamente diferente dos demais critérios, de modo que a variável original foi recodificada como uma variável dicotômica, que contrapõe a prática de alocar professores experientes em turmas de aprendizagem mais rápida aos outros critérios, ou mesmo à falta de critérios estabelecidos. Como resultado no modelo final, observou-se que, quando existe este critério, a proficiência dos alunos aumenta, em média, 5,9 pontos em relação aos alunos das escolas em que outros critérios são empregados.

A Tabela 4 mostra os coeficientes aleatórios estimados para o modelo final. Como era esperado, as maiores diferenças em termos do percentual de variabilidade explicada do modelo final em relação ao modelo nulo ocorreram no segundo e terceiro níveis. O primeiro nível do modelo final somente explicou 22,7% das diferenças iniciais entre os alunos, indicando que é necessário analisar outras variáveis sobre os aspectos pessoais e, principalmente, familiares dos alunos, pois as relações familiares são um constructo de difícil representação, por apresentar diferentes dinâmicas e, conseqüentemente, influências nas características pessoais dos alunos.

**TABELA 4**  
**Análise dos coeficientes aleatórios estimados para o modelo final – 5º ano do ensino fundamental das escolas municipais**  
**Município do Rio de Janeiro – 2007**

Fonte de variabilidade	Modelo nulo (3 níveis)	Modelo final (3 níveis)	
	Variância	Variância	Redução da variância (%)
Entre alunos	1436,00	1110,19	22,69
Entre turmas	203,55	54,20	73,37
Entre escolas	107,43	27,49	74,41

Fonte: Inep. Prova Brasil 2007 e Censo Escolar 2007; IBGE. Censo Demográfico 2000.

## Considerações finais

De acordo com o objetivo deste trabalho – a identificação de fatores que condicionam os desempenhos dos alunos do 5º ano do EF nas escolas municipais da cidade do Rio de Janeiro –, foi possível realizar a modelagem de níveis analíticos ainda pouco recorrentes nos estudos brasileiros, bem como de constructos ainda pouco explorados. Por um lado, a incorporação da turma como nível explicativo possibilitou testar características dos professores e das dinâmicas experimentadas pelos alunos em sala de aula, a partir tanto da relação com o próprio professor quanto de efeitos de grupo pela interação com os pares. Por outro lado, a utilização de modelos de três níveis divide em dois o que os autores comumente apontam como efeito-escola, permitindo vislumbrar o peso diferenciado dos fenômenos que ocorrem nas turmas em relação às características mais gerais da escola.

Procurou-se ainda utilizar variáveis que representassem o território em que as escolas estavam inseridas, uma linha de pesquisa ainda relativamente recente no campo e com alguns resultados promissores. Outro constructo que vale ser mencionado refere-se àquele que buscou mostrar a influência de contextos violentos, com incidência de agressões e eventos ilícitos, e ambientes degradados, sujos e depredados, mensurados a partir dos relatos de professores e diretores.

Observou-se que os fatores que mais incidem no desempenho escolar são provenientes do *background* do aluno, sejam relativos a características intrínsecas ou provindos de condições familiares. Porém, é possível afirmar que a escola, mesmo que possua um poder explicativo limitado em relação ao aluno, apresenta processos característicos que influenciam o desempenho e os demais resultados escolares, direta ou indiretamente.

Uma das dimensões teoricamente relevantes para explicar esse desempenho diz respeito às dinâmicas que ocorrem cotidianamente nas salas de aula, na gestão da classe e do conteúdo e cobertura das disciplinas, assim como nas diferenças das características dos alunos dentro das turmas e do ambiente da classe. Todos esses elementos fazem com que diferentes resultados educacionais possam ser encontrados para alunos com o mesmo *background*, mas sujeitos a diferentes contextos escolares e das turmas.

Assim, escolas eficazes possibilitariam a transmissão de competências, valores e hábitos aos estudantes, diminuindo as influências de seus contextos de origem e as dificuldades impostas pela deficiência de *background* inicial (COSTA; KOSLINSKI, 2008). Consequentemente, a escola aumentaria o capital cultural do aluno, elevando probabilidades de acesso a oportunidades e trazendo benefícios materiais e imateriais (BOURDIEU, 1999).

Finalmente, cabe ressaltar a necessidade de analisar as diferentes interações entre as variáveis, sejam do mesmo nível ou não, intensificando assim a descrição e análise das diferentes dimensões que representam o dia-a-dia dos alunos e, principalmente, permitindo a identificação de variáveis que interferem no aprendizado e, ao mesmo tempo, são passíveis de intervenção por meio de políticas institucionais da própria escola ou de políticas públicas.

## Referências

- ALBERNAZ, Â.; FERREIRA, F. H. G.; FRANCO, C. Qualidade e equidade no ensino fundamental brasileiro. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 32, n. 3, dez. 2002.
- ALVES, M. T. G. **Efeito-escola e fatores associados ao progresso acadêmico dos alunos entre o início da 5ª série e o fim da 6ª série do ensino fundamental**: um estudo longitudinal em escolas públicas no município de Belo Horizonte – MG. Tese (Doutorado em Educação). Belo Horizonte: UFMG, 2006.
- \_\_\_\_\_. Composição do alunado e qualidade da educação básica. **Revista Contemporânea de Educação**, v. 4, n. 8, p. 397-416, ago.-dez. 2009.
- \_\_\_\_\_. Dimensões do efeito das escolas: explorando as interações entre famílias e estabelecimentos de ensino. **Estudos em Avaliação Educacional**, v. 21, n. 46, p. 210-296, maio-ago. 2010.
- ALVES, M. T. G.; FRANCO, C. A pesquisa em eficácia escolar no Brasil: evidências sobre o efeito das escolas e fatores associados à eficácia escolar. In: BROOKE, N.; SOARES, J. F. (Orgs.). **Pesquisa em eficácia escolar**: origem e trajetórias. Belo Horizonte: UFMG, 2008, p. 482-500.
- ALVES, M. T. G.; SOARES, J. F. Efeito-escola e estratificação escolar: o impacto da composição de turmas por nível de habilidade dos alunos. **Educação em Revista**, v. 45, p. 25-28, jun. 2007.
- \_\_\_\_\_. Medidas de nível socioeconômico em pesquisas sociais: uma aplicação aos dados de uma pesquisa educacional. **Opinião Pública**, v. 15, n. 1, p. 1-30, jun. 2009.
- ANDRADE, R. J.; SOARES, J. F. O efeito da escola básica brasileira. **Estudos em Avaliação Educacional**, v. 19, n. 41, p. 379-406, set.-dez. 2008a.
- \_\_\_\_\_. O efeito da raça/cor no desempenho dos alunos. In: V SEMINÁRIO SOCIEDADE INCLUSIVA. Belo Horizonte: PUC-Minas, out. 2008b.
- ARRUDA, L. Desvendando desigualdades de oportunidades em ciências e em matemática relacionadas ao gênero do aluno – uma aplicação de modelagem multinível ao SAEB. **Revista Brasileira de Investigação em Educação em Ciências**, v. 2, n. 3, p. 84-96, 2002.
- BLOOM, B. S. **Human characteristics and school learning**. Nova Iorque: McGraw-Hill, 1976.
- BOURDIEU, P. Os três estados do capital cultural. In: NOGUEIRA, M. A.; CATANI, A. (Orgs.). **Escritos de educação**. 2 ed. Petrópolis, RJ: Vozes, 1999, p. 71-79. Disponível em: <republicavirtual.pbworks.com/f/capitulo+lv+bourdieu.doc>. Acesso em: 05 jul. 2011.
- BROOKE, N.; SOARES, J. F. (Orgs.). **Pesquisa em eficácia escolar**: origem e trajetórias. Belo Horizonte: UFMG, 2008.
- BROOKOVER, W. B. et al. Elementary school social climate and school achievement. **American Educational Research Journal**, v. 15, n. 2, p. 301-318, 1978.
- BRYK, A. S.; RAUDENBUSH, S. W. **Hierarchical linear models**: applications and data analysis methods. Newbury Park, California: SAGE Publications, 1992.
- CÉSAR, C. C.; SOARES, J. F. Desigualdades acadêmicas induzidas pelo contexto escolar. **Revista Brasileira de Estudos de População**, v. 18, n. 1/2, p. 97-110, jan.-dez. 2001.
- COLEMAN, J. S. et al. **Equality of education opportunity**. Washington: Office of Education and Welfare, 1966.
- COSTA, M.; KOSLINSKI, M. Prestígio escolar e composição de turmas – explorando a hierarquia em redes escolares. **Estudos em Avaliação Educacional**, v. 19, n. 40, p. 305-330, maio-ago. 2008.
- CORRÊA, F.; RODRIGUES, J. M. O clima educativo domiciliar e sua distribuição territorial na Região Metropolitana do Rio de Janeiro. In: RIBEIRO, L. C. Q.; KOSLINSKI, M. C.; ALVES, F.; LASMAR, C. (Orgs.).

**Desigualdades urbanas, desigualdade escolares.** Rio de Janeiro: Letra Capital; Observatório das Metrópoles; Ippur/UFRJ, 2010, p. 298-306.

COURI, C. L. **Recursos familiares, feito-escola e desigualdades educacionais entre brancos, pardos e pretos no Brasil.** Dissertação (Mestrado em Estudos Populacionais e Pesquisas Sociais). Rio de Janeiro: Ence, 2008.

FERRÃO, M. E. B.; FERNANDES, C. A escola brasileira faz diferença? Uma investigação dos efeitos da escola na proficiência em Matemática dos alunos da 4ª série. In: FRANCO, C. (Org.). **Promoção, ciclos e avaliação educacional.** Curitiba: ArtMed, 2001.

\_\_\_\_\_. O efeito-escola e a mudança – dá para mudar? Evidências da investigação brasileira. **Revista Electrónica Iberoamericana sobre Calidad, Eficacia y Cambio e Educación**, v. 1, n. 1, 2003.

FLETCHER, P. **À procura do ensino eficaz.** Relatório de Pesquisa. PNUD/MEC/Saeb, 1997.

FRANCO, C.; FERNANDES, C.; SOARES, J. F.; BELTRÃO, K.; FERRÃO, M. E. B.; ALVES, M. T. G. O referencial teórico na construção dos questionários contextuais do Saeb 2001. **Estudos em Avaliação Educacional**, n. 28, p. 39-74, jul.-dez. 2003

FRANCO, C.; ORTIGÃO, I.; ALVERNAZ, Â.; BONAMINO, A.; AGUIAR, G.; ALVES, F.; SÁTYRO, N. Qualidade e equidade em educação: reconsiderando o significado de “fatores intra-escolares”. **Ensaio: Avaliação e Políticas Públicas em Educação**, v. 15, n. 55, p. 277-298, abr.-jun. 2007.

GONÇALVES, M. E. et al. Fatores determinantes da qualidade do ensino nas escolas de Minas Gerais: uma análise para a 4ª série do ensino fundamental. In: XVII ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS. **Anais...** Caxambu: Abep, set. 2010.

HANUSHEK, E. **The value of teachers in teaching.** Santa Monica: Rand Corporation, 1970.

KLEIN, R. Como está a educação no Brasil? O que fazer? **Ensaio: Avaliação e Políticas Públicas em Educação**, v. 14, n. 51, p. 139-172, abr.-jun. 2006.

\_\_\_\_\_. **Relatório de caracterização dos fatores de contexto associado ao desempenho do aluno.** Prova de São Paulo 2009. São Paulo, SP: Prefeitura do Município de São Paulo – SME; Rio de Janeiro: Fundação Cesgranrio, 2010.

MACHADO, A. F.; MORO, S.; MARTINS, L.; RIOS, J. Qualidade do ensino em matemática: determinantes do desempenho de alunos em escolas públicas estaduais mineiras. **Revista Economia**, v. 9, n. 1, jan.-abr. 2008.

MAMBRINI, J.; CESAR, C. C.; SOARES, J. F. **Fatores determinantes do desempenho dos alunos mineiros no Saeb de 1995.** Belo Horizonte: UFMG, Instituto de Ciências Exatas, Departamento de Estatística, ago. 1999.

PALERMO, G. A. **Fatores associados ao desempenho escolar:** uma análise da proficiência em matemática dos alunos do 5º ano do ensino fundamental da rede municipal do Rio de Janeiro. Dissertação (Mestrado em Estudos Populacionais e Pesquisas Sociais). Rio de Janeiro: Ence, 2011.

REYNOLDS, D.; TEDDLIE, C. **The international handbook of school effectiveness research.** London/ New York: Falmer Press, 2000.

RIANI, J. L. R.; RIOS-NETO, E. L. G. Background familiar versus perfil escolar do município: qual possui maior impacto no resultado educacional dos alunos brasileiros? **Revista Brasileira de Estudos de População**, v. 25, n. 2, p. 251-269, jul./dez. 2008.

RIBEIRO, L. C. de Q.; KOSLINSKI, M. C. Fronteiras urbanas da democratização das oportunidades educacionais: o caso do Rio de Janeiro. In: RIBEIRO, L. C. de Q.; KOSLINSKI, M. C.; ALVES, F.; LASMAR, C. (Orgs.). **Desigualdades urbanas, desigualdade escolares.** Rio de Janeiro: Letra Capital, Observatório das Metrópoles, Ippur/UFRJ, 2010, p. 121-153.

RODRIGUES, C. G.; RIOS-NETO, E. L. G.; PINTO, C. C. de X. Diferenças intertemporais na média e distribuição do desempenho escolar no Brasil: o papel do nível socioeconômico, 1997 a 2005. **Revista Brasileira de Estudos de População**, v. 28, n. 1, jan./jun. 2011.

RUTTER, M.; MAUGHAN, B.; MORTIMORE, P.; OUSTON, J.; SMITH, A. **Fifteen thousand hours**: secondary schools and their effects on children. London: Open Books, 1979.

SOARES, J. F. O efeito da escola no desempenho cognitivo de seus alunos. **Revista Electrónica Iberoamericana sobre Calidad, Eficacia y Cambio en Educación (REICE)**, v. 2, n. 2, 2004.

\_\_\_\_\_. Melhoria do desempenho cognitivo dos alunos do ensino fundamental. **Cadernos de Pesquisa**, v. 37, n. 130, p. 135-160, jan.-abr. 2007.

\_\_\_\_\_. Avaliação da qualidade da educação escolar brasileira. In: SCHWARTZMAN, L. F. et al. (Orgs.). **O sociólogo e as políticas públicas**: ensaios em homenagem a Simon Schwartzman. Rio de Janeiro: Editora FGV, 2009, p. 215-242.

SOARES, T. M. Modelo de três níveis hierárquicos para proficiência dos alunos de 4ª série avaliados no teste de língua portuguesa do SIMAVE/PROEB-2002. **Revista Brasileira de Educação**, n. 29, p. 73-87, maio-ago. 2005.

TODOS PELA EDUCAÇÃO, 2011. Disponível em: <<http://www.todospelaeducacao.org.br/educacao-no-brasil/dados-sobre-as-5-metas/>>. Acesso em: 08 nov. 2011.

WILLMS, J. D. **Monitoring school performance**: a guide for educators. London: The Falmer Press, 1992.

## Sobre as autoras

*Gabrielle A. Palermo* é mestre em Estudos Populacionais e Pesquisas Sociais pela Escola Nacional de Ciências Estatísticas (Ence) do IBGE. Consultora do Departamento de Avaliação (DA) da Secretaria de Avaliação e Gestão da Informação (Sagi) do Ministério do Desenvolvimento Social (MDS).

*Denise Britz do Nascimento Silva* é doutora em Estatística pela University of Southampton. Professora do Programa de Pós-Graduação em População, Território e Estatísticas Públicas da Escola Nacional de Ciências Estatísticas (Ence) do IBGE.

*Maria Salet Ferreira Novellino* é doutora em Ciência da Informação pela UFRJ. Professora do Programa de Pós-Graduação em População, Território e Estatísticas Públicas da Escola Nacional de Ciências Estatísticas (Ence) do IBGE.

## Endereço para correspondência

Rua André Cavalcanti, 106  
20231-050 – Rio de Janeiro - RJ, Brasil

## Abstract

*Factors associated with school performance: an analysis of math scores by students in the fifth year of elementary schools in the city of Rio de Janeiro, Brazil*

This study is included in the line of research which seeks to identify different factors that influence the operation of public schools and their quality by identifying variables that affect educational outcomes, in particular, students' achievements measured by educational assessment procedures conducted by the Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (Inep/MEC). Factors that influence students' proficiency are numerous and complex, and include dynamics operating on different

levels, from socioeconomic and cultural features of individuals and their families, through the dynamics that take place in classrooms between teachers and students, and extending to structural features of schools. Significant actors that explain better or weaker student outcomes include students themselves as well as their relatives, school employees, principals and teachers. The objective of this study was to analyze the possible factors that influence the educational achievements of students in the fifth year of public elementary schools in the city of Rio de Janeiro. For this purpose, three-level hierarchical linear models were used to assess the effects of socioeconomic, cultural and family backgrounds of students, teaching practices and styles, and even educational policies, management aspects and other features of schools. The primary data source was Prova Brasil 2007.

**Keywords:** Student's achievement. Prova Brasil. Hierarchical models.

## Resumen

*Los factores asociados con el desempeño escolar: un análisis de la competencia en matemática de los alumnos de quinto año de la red municipal de enseñanza básica de Río de Janeiro*

Este estudio se inserta en la línea de los trabajos que buscan comprender los diferentes factores que influyen en el funcionamiento y la calidad de las escuelas de la red de educación pública brasileña a partir de la identificación de las variables que impactan en los resultados escolares, en particular el desempeño de los alumnos medido por los sistemas de evaluación utilizados por el Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (Inep/MEC). Los factores que influyen en el nivel de competencia son múltiples y complejos, y abarcan dinámicas que operan en diferentes niveles, desde los más elementales, como las características socioeconómicas y culturales de los individuos y sus familias, hasta las dinámicas que se producen en las aulas, entre los profesores y los alumnos, y las características estructurales de la escuela. Los alumnos y sus padres, los directores y los profesores de las instituciones educativas son algunos de los actores relevantes que actúan sobre el proceso latente generador de mayores o menores rendimientos escolares. Más específicamente, el objetivo de este estudio es analizar los posibles factores que influyen en el desempeño escolar de los estudiantes del quinto año de la enseñanza básica en las escuelas públicas municipales de la ciudad de Río de Janeiro. Para ello se utilizaron modelos jerárquicos con tres niveles, lo que permitió evaluar los efectos de las variables socioeconómicas y culturales y de los contextos familiares de los alumnos, las prácticas pedagógicas y los estilos de enseñanza de los docentes y también de las políticas educativas, los aspectos de gestión y características de las escuelas. La principal fuente de información del estudio fueron los datos de la Prueba Brasil 2007.

**Palabras clave:** Desempeño escolar. Datos de la Prueba Brasil. Modelo jerárquico.

**Apêndice**  
**Descrição das variáveis que foram significativas no modelo final**

**1. Características individuais: nível do aluno**

Variável	Tipo	Categorias / Cálculos
Nível socioeconômico (NSE) - bens e educação	Numérica	Televisão em cores + Rádio + Banheiro + Automóvel + Empregada mensalista + Máquina de lavar + Videocassete e/ou DVD + Geladeira + Freezer (aparelho independente ou parte da geladeira duplex) + Computador + Escolaridade máxima entre os responsáveis
Densidade domiciliar	Numérica	Número de pessoas por dormitório
Trabalho infantil	Nominal	0: Não; 1: Sim
Escolaridade dos pais	Nominal	0: Outros; 1: Ensino médio
Nível de capital cultural incorporado (NCCI)	Numérica	Método de cálculo: Hábito de leitura da mãe ou mulher responsável + Hábito de leitura do pai ou homem responsável + Incentivos dos pais ou responsáveis para o aluno ler + Tempo que o aluno gasta nos afazeres domésticos
Tempo com televisão	Numérica	O tempo varia de 0 a 4 horas por dia de aula
Tempo com televisão <sup>2</sup>	Numérica	O tempo com televisão ao quadrado
Nível de capital cultural objetivado (NCCO)	Numérica	Videocassete e/ou DVD + Quantidade de livros na casa do aluno, além dos escolares + Computador
Nível de capital social (NCS)	Numérica	Frequência com que os responsáveis vão à reunião de pais + Incentivo dos pais para seus filhos lerem + Incentivo para eles estudarem + Incentivo para fazer o dever de casa + Incentivo a não faltar às aulas + Se os responsáveis conversam com seus filhos sobre o que acontece na escola
Arranjo biparental	Nominal	0: Alunos que moram somente com 1 responsável; 1: Alunos que moram somente com 2 responsáveis
Repetência	Numérica	Soma da quantidade de vezes que o aluno foi reprovado e abandonou a escola no período de aulas e ficou fora da escola o resto no ano
Pré-escola	Nominal	0: Entrou na escola na 1ª série ou depois; 1: Entrou na escola antes da 1ª série
Experiência do aluno em rede particular	Nominal	0: Nunca estudou em escola particular; 1: Alunos que estudaram em escola particular antes de ingressar na rede pública.
Faz dever de casa	Numérica	Soma das respostas às perguntas se o aluno faz o dever de casa de português e de matemática, centrada na média deste indicador para a turma: • Se o aluno nunca ou quase nunca faz dever => 0 • Se o professor não passa dever de casa => 1 • Se o aluno faz o dever de vez em quando => 2 • Se o aluno faz o dever sempre ou quase sempre => 3
Idade	Numérica	Idade do aluno, em anos completos, corrigida para o dia 30 de junho
Idade <sup>2</sup>	Numérica	Idade do aluno ao quadrado, em anos completos, corrigida para o dia 30 de junho
Cor ou raça: Preta	Nominal	0: Preta; 1: Não preta
Sexo: Feminino	Nominal	0: Masculino; 1: Feminino

Fonte: Questionário do Aluno – Prova Brasil 2007.

**2. Características da sala de aula: nível da turma**

Variável	Tipo	Categorias / Cálculos
Histórico de repetência da turma	Numérica	Repetência média da turma
Escolaridade máxima dos pais	Numérica	Percentual de alunos na turma com escolaridade máxima dos pais igual a ensino médio
Alunos que trabalham fora	Numérica	Percentual de alunos que trabalham fora na turma
Alunos que cursaram a pré-escola	Numérica	Percentual de alunos que começaram os estudos na pré-escola na turma
Nível de capital cultural incorporado da turma	Numérica	Nível de capital cultural incorporado médio da turma
Nível de capital cultural objetivado da turma	Numérica	Nível de capital cultural objetivado médio da turma
Densidade domiciliar dos alunos	Numérica	Densidade média domiciliar da turma
Percepções sobre dificuldades de aprendizado	Numérica	Soma de variáveis que indicavam concordância dos professores com explicações sobre dificuldades de aprendizado relacionados com baixa motivação e mau comportamento dos alunos.: <ul style="list-style-type: none"> <li>• Discordo =&gt; 0</li> <li>• Concordo =&gt; 1</li> </ul>
Agressão verbal	Numérica	Soma de variáveis que indicavam que o professor foi ameaçado ou agredido verbalmente por alunos. <ul style="list-style-type: none"> <li>• Não =&gt; 0</li> <li>• Sim =&gt; 1</li> </ul>
Armas brancas	Numérica	O professor presenciou armas brancas em sala de aula: <ul style="list-style-type: none"> <li>• Não =&gt; 0</li> <li>• Sim =&gt; 1</li> </ul>
Cobertura do conteúdo	Ordinal	Categoria ordinal sobre o percentual estimado pelo professor de cobertura do conteúdo previsto para o ano, centrado no percentual para a escola: <ul style="list-style-type: none"> <li>• Mais de 80% =&gt; 0</li> <li>• Entre 60% e 80% =&gt; 1</li> <li>• Menos de 60% =&gt; 2</li> </ul>
Correção dos trabalhos em sala de aula	Numérica	Percentual de alunos na turma que dizem que o professor sempre corrige os trabalhos de português e de matemática, centrado no percentual da escola

Fonte: Questionários do Aluno e do Professor – Prova Brasil 2007.

**3. Características dos estabelecimentos de ensino: nível da escola**

Variável	Tipo	Categorias / Cálculos
Pobreza no território da escola	Numérica	Proporção de responsáveis por domicílios com rendimento de até 3 salários mínimos (SM) nos setores censitários vizinhos à escola
Escolaridade dos pais	Numérica	Percentual de alunos com escolaridade máxima dos pais igual a ensino médio na escola
Nível de capital cultural incorporado da escola	Numérica	Nível de capital cultural incorporado médio da escola
Composição racial - pretos	Numérica	Percentual de alunos com cor ou raça preta na escola
Densidade de alunos <sup>1</sup> - 5º ano	Numérica	Número médio de alunos nas turmas de 5º ano na escola
Tempo na escola	Numérica	Tempo médio que o aluno passa na escola (horas)
Professores corrigem os trabalhos	Numérica	Percentual de alunos que dizem que o professor sempre ou quase sempre corrige os trabalhos de português e de matemática na escola
Percepções dos professores sobre dificuldades de aprendizado	Numérica	Média do indicador de percepção do professor sobre dificuldades de aprendizado relacionadas com baixa motivação e mau comportamento dos alunos
Programa de redução das taxas de reprovação	Nominal	Declaração do diretor sobre a existência de programa de redução das taxas de reprovação: <ul style="list-style-type: none"> <li>• Sim =&gt; 0</li> <li>• Não, mas o problema existe =&gt; 1</li> <li>• Não, pois a escola não possui esse problema =&gt; 2</li> </ul>
Políticas de atribuição de professores às turmas: Professores experientes em turmas de aprendizagem mais rápida	Nominal	Declaração do diretor sobre o critério de alocação dos professores nas turmas: <ul style="list-style-type: none"> <li>• Outros critérios =&gt; 0</li> <li>• Professores experientes em turmas de aprendizagem mais rápida =&gt; 1</li> </ul>

Fonte: Inep. Prova Brasil 2007 – questionários do aluno, do professor e do diretor.

Recebido para publicação em 09/08/2013

Aprovado para publicação em 03/09/2014

# Características da participação das pessoas com deficiência e/ou limitação funcional no mercado de trabalho brasileiro

Vinicius Gaspar Garcia\*  
Alexandre Gori Maia\*\*

Este trabalho analisa a inserção no mercado de trabalho brasileiro das pessoas com deficiência, com base nos resultados do Censo Demográfico 2010. O estudo apresenta uma classificação para o contingente de pessoas com deficiência (PcD) e pessoas com limitações funcionais (PcLF), no sentido de apurar com mais precisão a dinâmica populacional e de inserção no trabalho de um contingente de pessoas com níveis maiores de limitação física, sensorial ou cognitiva (PcD), separando-o do conjunto de indivíduos com impedimentos “mais leves” (PcLF). Outros objetivos específicos deste trabalho são: comparar os diferenciais de renda e de inserção ocupacional dessas populações; e decompor os determinantes das diferenças de rendimentos em uma parcela devida às características socioeconômica e de inserção ocupacional e em outra devida a fatores não observáveis. Os resultados destacam como as PcD – ao enfrentarem condições mais adversas em termos de formação escolar e acesso ao trabalho, decorrentes, muitas vezes, das barreiras e obstáculos ainda existentes na sociedade – apresentam desvantagens em termos da dinâmica socioeconômica e de inserção ocupacional em relação tanto à população sem qualquer tipo de deficiência ou limitação funcional, como ao segmento populacional com limitações mais leves (PcLF). Ao final, discutem-se políticas e ações que poderiam incrementar e aprimorar as condições de participação das pessoas com deficiência no mercado de trabalho brasileiro.

**Palavras-chave:** Inclusão e cidadania. Mercado de trabalho. Desigualdade. Lei das cotas.

---

\* Faculdades de Campinas (Facamp), Campinas-SP, Brasil (vggarcia30@gmail.com).

\*\* Instituto de Economia, Universidade Estadual de Campinas (Unicamp), Campinas-SP, Brasil (gori@eco.unicamp.br).

## Introdução

A definição sobre quem são “pessoas com deficiência” não é algo simples ou consensual. Existe uma gama variada de situações e diferentes tipos de impedimentos, além de discussões nos campos sociológico e econômico sobre a caracterização da deficiência e sua relação com as políticas públicas (DINIZ, 2013). O Censo Demográfico de 2010 buscou respeitar a padronização internacional de estatísticas sobre pessoas com deficiência, por meio da adoção das diretrizes do chamado “Grupo de Washington” (IBGE, 2010). Deve-se notar que, para avaliação das funcionalidades enxergar, ouvir e/ou andar, foi solicitado que essas ocorressem com a utilização de óculos, lentes de contato, aparelho auditivo, prótese ou bengala. Ou seja, aqueles que declaram algum nível de dificuldade permanente para realizar tais ações o fizeram mesmo considerando o uso desses aparelhos.

A partir dos questionamentos do Censo Demográfico, o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e a Secretaria Nacional dos Direitos das Pessoas com Deficiência (SNDP) definiram o segmento de pessoas com “deficiência severa”, contabilizando 12,8 milhões de brasileiros em 2010 (IBGE, 2010). Além das pessoas que declararam ter grande dificuldade permanente ou que não conseguiam ver, ouvir ou se locomover de modo algum (mesmo após o uso de aparelhos), foram também classificados neste grupo aqueles que declararam ter deficiência mental ou intelectual. Dessa forma, excluem-se do universo de “pessoas com deficiência” aquelas que declararam apenas alguma dificuldade permanente para enxergar, ouvir e/ou caminhar/subir escadas.

A partir dessa definição, o presente artigo analisa os diferenciais socioeconômicos e de inserção no mercado de trabalho das pessoas com deficiência (PcD, ou “deficiência severa” na definição do IBGE). Primeiro, o trabalho realiza uma breve discussão do contexto histórico de exclusão social a que estiveram submetidas as pessoas com deficiência, além de mostrar um panorama com dados do último Censo Demográfico relacionados a essa população. Na sequência, são analisados os determinantes das diferenças de rendimentos das PcD em relação a dois grupos populacionais: pessoas com limitação funcional (PcLF), que correspondem àquelas com alguma dificuldade permanente para enxergar, ouvir e/ou caminhar/subir escadas; e pessoas sem deficiência ou limitação funcional (PsDLF). Com essas duas classificações, pretende-se realizar uma análise mais apurada e focalizada no grupo das PcD, as quais, possivelmente, encontram maiores barreiras e obstáculos para sua plena inserção na sociedade e no mercado de trabalho em relação aos contingentes de PcLF e PsDLF.

A hipótese do trabalho é a de que as PcD apresentam desvantagens em termos dos indicadores socioeconômicos e de inserção no mercado de trabalho observados tanto na população em geral (PsDLF) como no segmento populacional com limitações funcionais (PcLF). Essas dificuldades seriam, em parte, devidas às próprias limitações físicas ou mentais impostas pelas suas deficiências. Entretanto, parte seria também atribuída às condições mais adversas em termos de formação escolar e acesso ao trabalho, decorrentes, muitas vezes, das barreiras e obstáculos ainda existentes na sociedade.

Para cumprir os objetivos propostos, pretende-se decompor as diferenças nos rendimentos em duas fontes principais (BLINDER, 1973; OAXACA, 1973): impacto das características socioeconômicas e de inserção ocupacional, que correspondem a fatores observáveis e representam as desvantagens relacionadas a aspectos mais vulneráveis das PcD, como menor escolaridade e inserção em ocupações mais precárias; e impacto de fatores não observáveis, compreendendo a discriminação e outras dificuldades e/ou diferenças não observáveis das pessoas com deficiência no mercado de trabalho.

## **Contexto histórico, luta pela superação da invisibilidade e conquista da cidadania**

### *A longa trajetória*

As sociedades sempre conviveram com a existência de indivíduos com diferentes graus de limitação física, sensorial (visual ou auditiva) e/ou cognitiva. Desde os primórdios de nossa história, existem registros da presença de pessoas com deficiência nas mais variadas culturas (SILVA, 1987). O que muda ao longo do tempo – e recentemente – é a “percepção social” em relação a essas pessoas, tidas, durante muito tempo, como “desafortunadas”, “inválidas” e “incapazes” de qualquer contribuição produtiva e/ou participação social (consideradas quase sempre um peso ou fardo individual para suas famílias).

Os arquivos da história brasileira registram referências variadas a “aleijados”, “enjeitados”, “mancos”, “cegos” ou “surdos-mudos”. No entanto, assim como ocorria no continente europeu (SILVA, 1987), a quase totalidade dessas informações ou comentários está diluída nas menções relativas à população pobre e miserável. Ou seja, também no Brasil, a pessoa com deficiência foi incluída, por vários séculos, na categoria mais ampla dos “miseráveis”, talvez o mais pobre entre os pobres.

Figueira (2008), em linhas gerais, observa três dimensões da deficiência no contexto histórico de formação do país: a política de exclusão ou rejeição das pessoas com algum tipo de deficiência praticada pela maioria dos povos indígenas; os maus-tratos e a violência como fatores determinantes da deficiência nos escravos africanos; e a disseminação de doenças, particularmente entre os europeus, como causadora de sequelas incapacitantes.

Observando a formação da população no Brasil Colonial, o historiador Licurgo Santos Filho (apud FIGUEIRA, 2008, p. 56) acentua que: “tal e qual como entre os demais povos, e no mesmo grau de incidência, o brasileiro exibiu casos de deformidades congênicas ou adquiridas. Foram comuns os coxos, cegos, zambros e corcundas”. As condições de tratamento da maioria das enfermidades não eram adequadas e continuariam assim por várias décadas.

Já no século XIX, a questão da deficiência aparece de maneira mais recorrente em função do aumento dos conflitos militares (Canudos, outras revoltas regionais e a guerra contra o Paraguai). O general Duque de Caixas externou ao governo imperial suas preocupações com os soldados que adquiriam deficiência. Foi então inaugurado no Rio de Janeiro, em 29 de julho de 1868, o “Asilo dos Inválidos da Pátria”, onde “seriam recolhidos e tratados os

soldados na velhice ou os mutilados de guerra, além de ministrar a educação aos órfãos e filhos de militares” (FIGUEIRA, 2008, p. 63).

O avanço da medicina ao longo do século XX trouxe consigo uma maior atenção em relação aos deficientes. A criação dos hospitais-escolas, como o Hospital das Clínicas de São Paulo, na década de 1940, significou a produção de novos estudos e pesquisas no campo da reabilitação. Nesse contexto, havia uma clara associação entre a deficiência e a área médica, que por vezes permanece até os dias atuais e traz dificuldades para o entendimento moderno de que pessoas com deficiência não são doentes e/ou incapazes.

Até meados do século XX, em grande medida, as pessoas com deficiência tiveram sua trajetória de vida definida quase que exclusivamente pelas respectivas famílias. Paulatinamente, foi percebendo-se que esta temática não poderia ser de responsabilidade única da família, passando a ser um “problema” do Estado. Mas isso não enquanto uma questão geral de política pública, pois o que ocorreu foi a transferência dessa responsabilidade para instituições privadas e beneficentes, eventualmente apoiadas pelo Estado. Estas instituições ampliaram sua linha de atuação para além da reabilitação médica, assumindo a educação das pessoas com deficiência.

Percebeu-se com o tempo que, assim como acontecia em outros países, as pessoas com deficiência poderiam estar nos ambientes escolares e de trabalho comuns a toda a população, frequentando também o comércio, bares, restaurantes ou prédios públicos; enfim, não precisariam estar sempre circunscritas ao espaço familiar ou das instituições especializadas. Esta percepção está refletida na expansão de leis e decretos sobre os mais variados temas a partir, principalmente, da década de 1980.

Portanto, o percurso histórico das pessoas com deficiência no Brasil, assim como ocorreu em outras culturas e países, foi marcado por uma fase inicial de eliminação e exclusão, passando por um período de integração parcial por meio do atendimento especializado. Gradativamente, exemplos individuais e manifestações coletivas chamaram a atenção para o fato de que as pessoas com deficiência não precisavam ficar restritas a uma posição secundária e tutelada por suas famílias e pela própria sociedade.

### *O panorama recente*

No Censo Demográfico de 2010, 45,6 milhões de pessoas declararam ter pelo menos uma das deficiências investigadas, correspondendo a 23,9% da população brasileira (IBGE, 2010). Parcela majoritária desta população possuía mais de 65 anos (67,7%), o que se explica pelo fato de que, naturalmente, no processo de envelhecimento “há perda gradual da acuidade visual e auditiva e da capacidade motora do indivíduo” (IBGE, 2010, p. 74). O percentual de mulheres com deficiência (25,5%) era superior ao de homens (21,2%). Em parte, isso seria explicado pelo fato de a mortalidade masculina ser mais elevada do que a feminina, de modo que nos grupos mais avançados de idade há participação maior da população feminina com deficiência.

Outro aspecto relevante da distribuição da população com deficiência refere-se à escolaridade. Os dados do Censo 2010 apontam uma sistemática desvantagem para aqueles que declararam pelo menos uma das deficiências investigadas: enquanto para a população total de pessoas de 15 anos ou mais de idade a taxa de alfabetização foi de 90,6%, para aqueles com uma deficiência declarada nesta faixa etária este percentual correspondeu a 81,7%. As disparidades no nível de instrução alcançado são ainda maiores, destacando a necessidade de se aumentar a participação das pessoas com deficiência nos sistemas de ensino. Por exemplo, apenas 17,7% das pessoas de 15 anos ou mais de idade com deficiência possuíam ensino médio completo e superior incompleto, contra 29,7% das pessoas sem qualquer tipo de deficiência.

O acesso das pessoas com deficiência ao mercado de trabalho no Brasil é um processo que vem ocorrendo e parece ser irreversível, dado o amplo reconhecimento das possibilidades de trabalho desta população, além da existência crescente de ferramentas e tecnologias de suporte. Entretanto, este movimento ainda ocorre de maneira restrita e relativamente precária, pois esses trabalhadores com deficiência concentram-se em formas de ocupação mais simples e de menor rendimento (CLEMENTE, 2008; GARCIA, 2010).

Pode-se dizer que o impulso inicial para um maior volume de contratações de pessoas com deficiência, no Brasil, se deu a partir dos anos 2000, período em que se organiza e passa a atuar a fiscalização do Ministério do Trabalho e Emprego quanto ao cumprimento da chamada “Lei de Cotas” (JAIME; CARMO, 2004; GUGEL, 2005). Ao estipular percentuais obrigatórios para que as grandes empresas – aquelas com 100 ou mais empregados – contratassem pessoas com deficiência, esta legislação estimulou um processo que, muito provavelmente, ocorreria num ritmo mais lento em caso de inexistência da obrigatoriedade.

Porém, existem claros obstáculos para que a “Lei de Cotas”, por si só, possa garantir a plena inclusão de pessoas com deficiência no mercado de trabalho. Em primeiro lugar, ao limitar-se às grandes empresas, mesmo que fosse cumprida integralmente, tal lei garantiria cerca de um milhão de empregos para pessoas com deficiência, sendo que o contingente de trabalhadores nesta condição é bem superior a este montante (GARCIA, 2010). Ademais, estudos mostram que há um comportamento discriminatório por parte das empresas ao optarem somente pela contratação de pessoas com “deficiência leve”. Como observam Ribeiro e Carneiro (2009, p. 552): “como não há exigências quanto ao tipo de deficiência para fins de observância da cota, as empresas, regra geral, selecionam dentre os portadores de deficiência aqueles que lhes são mais convenientes”.

Assim, embora haja experiências muito positivas de inclusão, ainda falta um longo caminho para que a inserção de pessoas com deficiência se concretize de forma mais efetiva e em melhores condições. Segundo Leme (2010), para que isso ocorra seria preciso o real envolvimento dos demais atores participantes deste processo, como os gestores públicos e as próprias pessoas com deficiência. Melhora da acessibilidade em termos gerais, revisão e aperfeiçoamento da legislação e incremento da formação escolar e capacitação profissional das pessoas com deficiências são aspectos que devem ser trabalhados para o êxito do processo de inclusão.

## Material e métodos

### *Conceitos e definições*

Apesar de a definição de “pessoas com deficiência” não ser consensual, atualmente trabalha-se com o chamado “paradigma social”, que postula o entendimento de que, para além dos impedimentos de ordem física, o que determina a condição de deficiência são o entorno social, o grau de acessibilidade e a autonomia disponível para aquele indivíduo com deficiência<sup>1</sup> (SASSAKI, 2008). Porém, quando se trata da avaliação de políticas públicas, da concessão de benefícios e do exercício de direitos concedidos por lei, é preciso definir critérios técnicos e mais objetivos para que não se cometam injustiças. No caso da “Lei de Cotas”, por exemplo, são consideradas pessoas com deficiência aquelas que, mediante a apresentação de laudo médico, se enquadram nas definições de deficiência física, visual, auditiva, mental ou múltipla que constam do Decreto Federal n. 5.296/04.

Ocorre que, nos Censos Demográficos, não seria viável a utilização de critérios técnicos para a classificação de deficiência, uma vez que a avaliação das questões é realizada pela própria pessoa; na maioria dos casos, por um único informante para todas as pessoas de um mesmo domicílio. Assim, quando da preparação para o Censo de 2000, em acordo com a então Coordenadoria para Integração da Pessoa Portadora de Deficiência (Corde), órgão de assessoria da Presidência da República nessa área, optou-se pela utilização da CIF – Classificação Internacional de Funcionalidades, Incapacidades e Saúde para avaliar a questão da deficiência a partir da autodeclaração do morador de cada domicílio, como ocorre para as demais variáveis. A avaliação foi feita considerando o uso de facilitadores, como óculos e lentes de contato, aparelhos de audição, bengalas e próteses (OLIVEIRA, 2012). As questões avaliaram as declarações de deficiência visual, auditiva e motora pelos seguintes graus de dificuldade: tem alguma dificuldade permanente em realizar; tem grande dificuldade permanente; e não consegue permanentemente realizar de modo algum; além da deficiência mental ou intelectual. Deve-se ainda destacar que a própria definição de deficiência mental ou intelectual já considera limitações para atividades habituais, como trabalhar e ir à escola.

O maior desafio é, entretanto, compatibilizar as informações do Censo com as “condições tradicionais” de deficiência física, sensorial ou mental. O IBGE (2010), por exemplo, classifica com “deficiência severa” as pessoas com total ou grande dificuldade permanente para enxergar, ouvir ou caminhar/subir escadas, além daqueles que declararam ter deficiência mental ou intelectual. De acordo com esta classificação, o percentual de pessoas com

---

<sup>1</sup> A Convenção sobre os Direitos das Pessoas com Deficiência (CDPD), primeiro tratado sobre direitos humanos aprovado pela ONU no século XXI, traz a seguinte definição: “pessoas com deficiência são aquelas que têm impedimentos de longo prazo de natureza física, sensorial ou cognitiva, os quais, em interação com diversas barreiras, podem obstruir sua participação plena e efetiva na sociedade com as demais pessoas” (artigo 1º., CDPD, 2006). Tal documento foi ratificado pelo Brasil com o *status* de emenda constitucional (Decreto Legislativo n. 186, de 09 de julho de 2008). Nessa definição, está presente a ideia de avaliar a deficiência para além da condição médica-clínica, considerando as barreiras existentes na sociedade (LOPES, 2009).

deficiência severa, em 2010, era de 2,4% para os jovens de 0 a 14 anos, de 7,1% para os adultos de 15 a 64 anos, e de 41,8% para os idosos com 65 anos ou mais. Neri et al. (2003), por sua vez, trabalharam com dois grupos de análise: o universo geral de pessoas portadoras de deficiência (PPDs) – que declararam qualquer tipo de deficiência ou incapacidade (total, grande ou alguma); e o conjunto de pessoas receptoras de incapacidade (PPIs), restringindo-se apenas àquelas que declararam ter incapacidade “total” para andar, ouvir e enxergar, além dos indivíduos com deficiência mental. Enquanto o primeiro grupo (PPD) representava 14,5% da população pelo Censo de 2000, este último contingente (PPI) correspondia a apenas 2,5% (NERI et al., 2003).

Além da tentativa de captar as “deficiências convencionais”, a proposta metodológica de criar um subgrupo para considerar apenas deficiências mais severas procura evitar o inflacionamento da condição de deficiência. Ao incorporar no universo dos deficientes as pessoas com alguma ou grande dificuldade de caminhar, enxergar ou ouvir, o Censo tende a classificar grande parte da população idosa como tal, “uma vez que essas dificuldades funcionais tendem a acompanhar o processo natural de envelhecimento” (NERI et al., 2003, p. 53).

Embora seja adequada, a proposta de Neri et al. (2003) para subclassificação da deficiência severa (PPI) limita ao extremo a população com deficiência, sobretudo aquela potencialmente beneficiada pela “Lei das Cotas”. Além daqueles que se declararam “permanentemente incapazes” de caminhar, enxergar ou ouvir, seria também apropriado incluir os indivíduos que disseram ter “grande dificuldade permanente” para realizar tais ações, deixando de fora apenas os que afirmaram ter “alguma dificuldade permanente”, como sugere a classificação de deficiência severa do IBGE (2010). Baseado nessas propostas, o presente artigo trabalha com os seguintes critérios de classificação:

- PcD – contingente de “pessoas com deficiência”, equivalente à classificação de “deficiência severa” do IBGE (2010), formado por aqueles que se autodeclararam ser “permanentemente incapazes” ou ter “grande dificuldade permanente” para enxergar, ouvir e/ou andar/subir escadas, acrescido daqueles assinalados como “sim” quanto à “deficiência intelectual/mental permanente”;
- PcLF – “pessoas com limitação funcional”, que declararam ter apenas “alguma dificuldade permanente” para enxergar, ouvir e/ou andar/subir escadas;
- PsDLF – contingente de pessoas que não declararam qualquer tipo de deficiência ou limitação funcional.

A hipótese a ser testada é a de que as PcD apresentam desvantagens em termos de inserção no mercado de trabalho, renda e outros indicadores socioeconômicos observados tanto na população em geral (PsDLF) como no segmento populacional com limitações funcionais (PcLF). Parte dessas dificuldades seria proveniente das próprias deficiências físicas ou mentais permanentes, que limitariam atividades habituais, como acesso ao trabalho e à escola. Entretanto, também deveriam ser consideradas as condições mais adversas em termos de formação escolar e acesso ao trabalho, decorrentes, muitas vezes, de barreiras e obstáculos ainda existentes na sociedade.

### Método de análise

Os diferenciais de inserção no mercado de trabalho entre PcD, PclF e PsDLF foram, inicialmente, analisados pelas taxas de participação e de desemprego. A primeira, que reflete a disponibilidade a ofertar trabalho, corresponde ao percentual da população em idade ativa (pessoas com 16 anos ou mais de idade) que está ocupada ou desocupada (PEA – População Economicamente Ativa) (HUSSMANN, 1989). Já a taxa de desemprego refere-se ao percentual da PEA que está à procura e não encontra trabalho. Em seguida, para os ocupados remunerados, foram analisados os diferenciais em relação a rendimento médio, escolaridade, idade, sexo, cor, região de residência, jornada semanal de trabalho, posição na ocupação e setor de atividade.

Uma análise pormenorizada dos diferenciais de rendimentos foi realizada ajustando-se um modelo de regressão múltipla para cada grupo de ocupados remunerados. O modelo pode ser descrito por:

$$Y_i = \alpha + \sum_{j=1}^k \beta_j X_{ji} + \varepsilon_i \quad (1)$$

Onde  $Y$  é o logaritmo natural do rendimento mensal do trabalho,  $X_j$  corresponde à  $j$ -ésima variável explanatória,  $\beta_j$  refere-se ao coeficiente que reflete o impacto de  $X_j$  sobre  $Y$  e  $\varepsilon_i$  é o erro aleatório não explicado pelo modelo. Como se trata de um modelo log-linear, o coeficiente  $\beta$  expressará a variação relativa (%) em  $Y$  para variações absolutas constantes em  $X$ . Caso  $X_j$  seja uma variável binária que assume valores 0 e 1, a variação percentual em  $Y$  em relação à categoria tomada como referência de análise será equivalente a  $100[e^{\beta_j} - 1]\%$  (HALVORSEN; PALMQUIST, 1980).

Foram considerados os seguintes fatores explanatórios no modelo:

- três variáveis binárias para representar quatro categorias de escolaridade: sem escolaridade (categoria referência de análise); ensino fundamental (até o ensino fundamental de escolaridade completo); ensino médio (até o ensino médio de escolaridade completo); ensino superior (ensino superior de escolaridade completo ou incompleto);
- cinco variáveis binárias para representar seis faixas etárias: 16 a 19 anos; 20 a 29 anos (referência de análise); 30 a 39 anos; 40 a 49 anos; 50 a 59 anos; e 60 anos ou mais;
- uma variável binária para representar duas categorias de sexo: homem (referência de análise); e mulher;
- quatro variáveis binárias para representar cinco categorias de cor ou raça: branca (referência de análise); preta; amarela; parda; e indígena;
- seis variáveis binárias para representar sete categorias de região ou unidade da federação: Norte (residentes nos estados da Região Norte); Nordeste (residentes nos estados da Região Nordeste); MG, RJ e ES (residentes nos estados de Minas Gerais, Rio de Janeiro e Espírito Santo); São Paulo (referência de análise); Sul (residentes nos estados da Região Sul); Centro-Oeste (residentes nos estados da Região Centro-Oeste); e DF (residentes no Distrito Federal). O Estado de São Paulo e o Distrito Federal foram tratados em categorias independentes para representar suas singularidades nas respectivas regiões geográficas (Sudeste e Centro-Oeste), ou seja, seus rendimentos médios substancialmente superiores nas regiões;

- três variáveis binárias para representar quatro categorias de jornada semanal de trabalho: até 20 h (referência de análise); 21 a 39 h; 40 a 44 h; e 45 h ou mais;
- quatro variáveis binárias para representar cinco categorias de posição na ocupação: empregado com carteira (referência de análise); militar ou estatutário; empregado sem carteira; conta-própria; e empregador;
- onze variáveis binárias para representar doze setores de atividade econômica: agricultura (referência de análise); indústria da transformação; outras atividades industriais; construção; comércio e reparação; alojamento e alimentação; transporte, armazenagem e comunicação; administração pública; educação, saúde e serviços sociais; outros serviços coletivos, sociais e pessoais; serviços domésticos; e outras atividades.

Após estimar uma equação para cada grupo de ocupados, avaliou-se em que medida os diferenciais de rendimento entre PcD e PsDLF, assim como entre PclF e PsDLF, deviam-se às diferenças das características socioeconômicas de seus ocupados, ou às diferenças entre os retornos (impactos) das características socioeconômicas sobre o rendimento de ocupados de grupos distintos.

Para cumprir esse objetivo, foi utilizado o método de decomposição proposto por Blinder (1973) e Oaxaca (1973). Assim, a diferença entre as médias dos logaritmos dos rendimentos de PcD e PsDLF ( $\Delta \bar{Y}^D = \bar{Y}^{PcD} - \bar{Y}^{PsDLF}$ ), bem como a diferença entre PclF e PsDLF ( $\Delta \bar{Y}^{LF} = \bar{Y}^{PclF} - \bar{Y}^{PsDLF}$ ), foi decomposta em duas fontes: diferenças entre os valores médios das variáveis  $X$ ; e diferenças entre os coeficientes  $\beta$ .

Inicialmente, considere-se a equação para a média do logaritmo do rendimento:

$$\bar{Y}_i^g = \alpha^g + \sum_{j=1}^k \beta_j^g \bar{X}_{ji}^g \quad (2)$$

Onde o sobrescrito  $g$  representa a variável ou coeficiente referente à equação de um específico grupo de ocupados (PcD, PclF ou PsDLF). Com o devido desenvolvimento algébrico, chega-se, por exemplo, à seguinte equação da diferença entre as médias dos logaritmos dos rendimentos das PcD e PsDLF:

$$\Delta \bar{Y}^D = \left\{ \alpha^{PcD} - \alpha^{PsDLF} + \sum_{j=1}^k (\beta_j^{PcD} - \beta_j^{PsDLF}) \bar{X}_j^{PcD} \right\} + \left\{ \sum_{j=1}^k \beta_j^{PsDLF} (\bar{X}_j^{PcD} - \bar{X}_j^{PsDLF}) \right\} \quad (3)$$

De maneira análoga, a equação para a diferença entre as médias dos logaritmos dos rendimentos das PclF e PsDLF será dada por:

$$\Delta \bar{Y}^{LF} = \left\{ \alpha^{PclF} - \alpha^{PsDLF} + \sum_{j=1}^k (\beta_j^{PclF} - \beta_j^{PsDLF}) \bar{X}_j^{PclF} \right\} + \left\{ \sum_{j=1}^k \beta_j^{PsDLF} (\bar{X}_j^{PclF} - \bar{X}_j^{PsDLF}) \right\} \quad (4)$$

O primeiro componente da equação (3) (ou da equação 4) representa o valor atribuído às diferenças nos retornos marginais das características socioeconômicas sobre os rendimentos das PcD e PsDLF (ou entre as PclF e PsDLF). Esse termo, também chamado de *efeito dos coeficientes*, expressa a parcela da diferença entre as médias dos logaritmos dos rendimentos que não pode ser explicada simplesmente pelas diferenças nas características socioeconômicas  $X$ . Por sua vez, o segundo componente, também chamado de *efeito das características*, representa o valor atribuído às diferenças socioeconômicas entre os grupos em questão.

## Resultados

### *Características sociais, econômicas e ocupacionais*

Segundo dados do último Censo Demográfico, o número de PcD no Brasil girava em torno de 12,7 milhões, em 2010 (6,7% da população), enquanto o de PCLF correspondia a, aproximadamente, 32,9 milhões (17,2% do total) (Tabela 1). Em conjunto, portanto, 45,6 milhões de pessoas (23,9% da população) afirmaram ter pelo menos algum grau de dificuldade permanente motor, sensorial e/ou cognitivo.

**TABELA 1**  
**População, taxa de participação e taxa de desemprego, segundo tipos e condição de deficiência Brasil – 2010**

Tipos e condição de deficiência	População		Taxa de participação (%)	Taxa de desemprego (%)
	N. (em 1.000)	%		
<i>Problema mental permanente</i>				
Sim	2.612	1,4	21,1	11,1
Não	188.100	98,6	65,7	7,7
Ignorado	44	0,0	1,6	0,0
<i>Capacidade de enxergar (permanente)</i>				
Incapaz	506	0,3	39,8	7,7
Grande dificuldade	6.057	3,2	44,8	8,3
Alguma dificuldade	29.211	15,3	57,0	7,1
Nenhuma dificuldade	154.915	81,2	68,2	7,8
Ignorado	67	0,0	37,6	0,1
<i>Capacidade de ouvir (permanente)</i>				
Incapaz	344	0,2	43,5	7,0
Grande dificuldade	1.799	0,9	35,0	6,8
Alguma dificuldade	7.574	4,0	45,4	7,0
Nenhuma dificuldade	180.992	94,9	66,5	7,8
Ignorado	47	0,0	5,7	0,5
<i>Capacidade de caminhar/subir escadas (permanente)</i>				
Incapaz	734	0,4	15,2	7,1
Grande dificuldade	3.699	1,9	25,1	6,9
Alguma dificuldade	8.832	4,6	37,8	6,8
Nenhuma dificuldade	177.440	93,0	68,2	7,8
Ignorado	50	0,0	12,9	0,5
<i>Grupo de deficiência</i>				
Pessoas com deficiência	12.749	6,7	37,0	8,1
Pessoas com limitação funcional	32.857	17,2	58,1	7,1
Pessoas sem deficiência ou limitação funcional	145.085	76,1	70,4	7,9
Ignorado	65	0,0	35,0	0,2

Fonte: IBGE. Microdados do Censo Demográfico 2010.

Assim como já destacado pelo IBGE (2010), a “deficiência visual” é a mais representativa, englobando as pessoas com total incapacidade para enxergar (506 mil) e aquelas com grande dificuldade (6,1 milhões), o que totaliza cerca de 6,6 milhões de pessoas (3,5% da população brasileira em 2010). Na sequência aparecem as pessoas com “deficiência física”, sendo 734 mil com total incapacidade para andar/subir escadas e 3,7 milhões com grande dificuldade para essas ações, totalizando 4,4 milhões de pessoas (2,3% da população). As pessoas com “deficiência mental” ou cognitiva representavam 1,4% da população (2,6 milhões de indivíduos), em 2010, e a “deficiência auditiva” tinha uma incidência de 1,1% no conjunto da população brasileira, sendo 344 mil com total dificuldade e 1,8 milhão com grande dificuldade permanente para ouvir (2,1 milhões de pessoas).<sup>2</sup>

Em relação aos indicadores do mercado de trabalho, a taxa de participação das PcD (37%) é expressivamente inferior àquelas observadas para as PCLF (58,1%) e as PsDLF (70,4%).<sup>3</sup> Entre as PcD e as PCLF, a participação no mercado de trabalho é maior entre aquelas com deficiência auditiva e, sobretudo, deficiência visual. Para as pessoas com deficiência mental e com total ou grande dificuldade física, a taxa de participação é muito baixa: 21,1% e 23,5%, respectivamente. Por outro lado, não há diferenças expressivas em relação às taxas de desemprego dos grupos de ocupados, com exceção daquele referente às pessoas com problema mental permanente. Nos demais tipos de deficiência, a taxa de desemprego, em 2010, oscilava entre 6,8% e 8,3%.

Além da menor participação, as PcD apresentavam rendimento médio substancialmente inferior ao das PsDLF: 26%. A diferença entre os rendimentos das PCLF e PsDLF era menos expressiva: apenas 6% inferior (Tabela 2).

---

<sup>2</sup> Importante observar que a somatória de cada tipo de deficiência ultrapassa o total observado de pessoas com deficiência (12,7 milhões). Isso ocorre porque o mesmo indivíduo pode ter declarado mais de um tipo de deficiência ou incapacidade (configurando a chamada “deficiência múltipla”). Nesse artigo, não trabalharemos com a avaliação dos resultados para cada tipo de deficiência – o que poderá ser feito em estudos posteriores – nos limitando a investigar o universo de pessoas com deficiência e pessoas com limitação funcional.

<sup>3</sup> Clemente (2008) e Garcia (2010) utilizaram, respectivamente, dados da fiscalização do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE) e dados da Rais – Relação Anual de Informações Sociais – e também constataram a baixa participação das pessoas com deficiência no mercado formal de trabalho brasileiro. Embora os resultados não sejam diretamente comparáveis, o IBGE (2000) também destacava a baixa taxa de participação para as pessoas com pelo menos um tipo de deficiência física (total, grande ou leve) em 2000. Esta oscilava entre 30%, para a faixa etária de 20 a 24 anos, e 10%, para a faixa etária entre 55 e 59 anos. Para as pessoas com deficiência mental, a taxa de participação oscilava entre 28% e 10%, para as mesmas faixas etárias.

**TABELA 2**  
**Rendimento médio do trabalho principal e distribuição da população ocupada com 16 anos ou mais e com rendimento, por condição de deficiência, segundo características socioeconômicas**  
**Brasil – 2010**

<b>Características socioeconômicas</b>	<b>PcD</b>	<b>PcLF</b>	<b>PsDLF</b>
<i>Remuneração mensal (em reais)</i>	985,4	1.250,3	1.331,7
<i>Escolaridade (%)</i>	100,0	100,0	100,0
Sem escolaridade	8,7	5,2	2,8
Ensino fundamental	56,7	49,7	39,2
Ensino médio	22,9	27,7	36,2
Ensino superior	11,7	17,3	21,8
<i>Idade (%)</i>	100,0	100,0	100,0
16 a 19 anos	2,2	2,5	6,3
20 a 29 anos	13,1	14,8	31,5
30 a 39 anos	16,8	17,5	29,5
40 a 49 anos	26,7	29,6	19,6
50 a 59 anos	25,9	24,5	9,7
60 anos ou mais	15,2	11,1	3,5
<i>Sexo (%)</i>	100,0	100,0	100,0
Homens	54,9	53,9	59,3
Mulheres	45,1	46,1	40,7
<i>Cor (%)</i>	100,0	100,0	100,0
Branca	46,1	48,2	52,0
Preta	9,8	8,7	8,0
Amarela	1,3	1,3	1,1
Parda	42,4	41,5	38,7
Indígena	0,4	0,3	0,2
<i>Região/UF (%)</i>	100,0	100,0	100,0
Norte	8,5	8,2	6,3
Nordeste	20,2	18,9	15,1
MG, RJ e ES	20,4	20,5	22,0
São Paulo	27,7	29,6	31,1
Sul	15,4	14,6	17,3
Centro-Oeste	6,3	6,6	6,6
Distrito Federal	1,5	1,6	1,6

Fonte: IBGE. Microdados do Censo Demográfico 2010.

As PcLF e, sobretudo, as PcD também se caracterizavam pela relativa prevalência de grupos sociais menos favorecidos. Por exemplo, o percentual de PcD ocupadas sem escolaridade (8,7%) era mais de três vezes superior àquele verificado para as PsDLF (2,8%), enquanto a frequência de PcD com nível superior completo ou incompleto (11,7%) era quase duas vezes inferior à das PsDLF (21,8%). Pessoas de cor preta ou parda eram mais da metade dos ocupados entre as PcD e PcLF, enquanto entre as PsDLF representavam 46,7%. As mulheres também prevaleciam relativamente entre as PcD e PcLF: 45% ou mais dos ocupados, contra 40,7% entre as PsDLF. As PcD e PcLF também concentravam-se nas regiões menos desenvolvidas, Norte e Nordeste, enquanto as PsDLF possuíam maior representatividade nas regiões mais desenvolvidas, sobretudo no Sul e no Estado de São Paulo.

Além da própria condição de vulnerabilidade social e acesso à saúde, também contribuiriam para explicar a maior prevalência de PcD e PCLF em alguns grupos sociais as mútuas associações entre as características socioeconômicas analisadas. Por exemplo, a maior frequência de ocupados de cor preta ou parda entre as PcD ou PCLF poderia ser atribuída às piores condições sociais e de acesso à saúde deste grupo (RODRIGUES; MAIA, 2010), o que, por sua vez, também estaria associado à prevalência dessas pessoas nas regiões menos desenvolvidas e nos níveis mais baixos de escolaridade. O tipo de atividade é outro fator a ser considerado. Por exemplo, a maior prevalência feminina entre as PcD e PCLF ocupadas em comparação às PsDLF pode estar associada desde à maior exposição das mulheres a problemas de saúde (AQUINO et al., 1995), até à concentração das pessoas com deficiência em nichos ocupacionais predominantemente femininos, como em serviços de baixa remuneração.

A prevalência de PcD e PCLF é substancialmente superior entre os grupos etários mais elevados. As pessoas com 40 anos ou mais representavam 67,8% das PcD ocupadas e 65,2% das PCLF (entre as PsDLF, eram apenas 32,7%). Do ponto de vista econômico, essa associação opor-se-ia àquelas feitas anteriormente entre a prevalência de pessoas com deficiência e os grupos socioeconômicos mais vulneráveis (observados, por exemplo, para escolaridade, sexo, cor e região). Em outras palavras, a relação com a idade, que estaria associada à experiência profissional e a maiores rendimentos, indicaria que aqueles socialmente mais vulneráveis (jovens) apresentariam as menores prevalências de deficiência.

Embora as PcD e PCLF associem-se a jornadas parciais de trabalho, é curioso destacar a ausência de uma associação entre deficiência e jornada excessiva de trabalho (superior a 45 horas semanais) (Tabela 3). Ou seja, a sub-representação dos grupos com algum tipo de deficiência entre aqueles ocupados com jornada regular de trabalho (40 a 44 h semanais) deve-se, sobretudo, à maior participação desses entre aqueles com jornada inferior a 20 horas semanais.

As PcD associam-se, ainda, às formas mais precárias de inserção no mercado de trabalho: emprego sem carteira assinada e trabalho conta-própria. Por sua vez, as participações das PcD e PCLF no emprego com carteira eram, respectivamente, 12,4 e 8,4 pontos percentuais inferiores à das PsDLF. Este resultado reflete, em grande medida, a elevada participação das PcD no trabalho conta-própria, bem como sua relativa concentração no emprego agrícola (13,6% das pessoas com deficiência ocupadas, contra 10,9% das PCLF e 9,2% das PsDLF). A concentração relativa das PcD também é elevada no segundo grupo mais precário da estrutura de atividades: o serviço doméstico (10,5%, contra 9,2% das PCLF e 6,5% das PsDLF). Por outro lado, essas pessoas estão sub-representadas, sobretudo, no setor de comércio e reparação (15,9% de participação das PcD e PCLF, contra 18,4% das PsDLF).

**TABELA 3**  
**Distribuição da população ocupada com 16 anos ou mais e com rendimento, por condição de deficiência, segundo características ocupacionais**  
**Brasil – 2010**

Características ocupacionais	Em porcentagem		
	PcD	PcLF	PsDLF
<i>Jornada semanal</i>	100,0	100,0	100,0
Até 20 horas	17,2	14,5	10,8
21 a 39 horas	12,9	12,4	10,8
40 a 44 horas	39,7	43,7	49,2
45 horas ou mais	30,2	29,4	29,2
<i>Posição na ocupação</i>	100,0	100,0	100,0
Empregado com carteira	38,6	42,6	51,0
Militar ou estatutário	5,2	6,4	5,7
Empregado sem carteira	23,9	21,3	19,8
Conta-própria	30,9	27,8	21,3
Empregador	1,4	1,9	2,2
<i>Setor de atividade</i>	100,0	100,0	100,0
Agricultura	13,6	10,9	9,2
Indústria da transformação	11,3	11,4	12,9
Outras atividades industriais	1,7	1,4	1,5
Construção	8,3	7,6	7,8
Comércio e reparação	15,9	15,9	18,4
Alojamento e alimentação	4,0	3,7	3,6
Transporte, armazenagem e comunicação	3,8	4,6	4,8
Administração pública	5,2	6,1	5,8
Educação, saúde e serviços sociais	8,7	10,6	10,1
Outros serviços coletivos, sociais e pessoais	3,7	4,3	4,7
Serviços domésticos	10,5	9,2	6,5
Outras atividades	13,3	14,2	14,9

Fonte: IBGE. Microdados do Censo Demográfico 2010.

## Diferenciais de rendimentos

Nesta parte são analisados os impactos das características socioeconômicas e de inserção ocupacional sobre os diferenciais de rendimentos das PcD, PcLF e PsDLF. Foram estimadas três equações, uma para cada grupo de ocupados (PcD, PcLF e PsDLF). Os coeficientes e erros-padrão dos modelos foram estimados considerando-se uma correção dada pelo produto entre o peso de expansão dos indivíduos na amostra (variável *v0010* do Censo Demográfico 2010) e a fração amostral (razão entre o número de elementos da amostra e a população de cada grupo de ocupados). Trata-se de uma aproximação para considerar o desenho amostral do Censo Demográfico, embora o ideal fosse também considerar a não independência dos indivíduos da amostra, uma vez que a amostra do Censo é realizada sem reposição. Entretanto, os resultados obtidos podem ser considerados razoavelmente consistentes em função do grande número de observações amostrais de cada grupo de análise.

Os modelos apresentaram boas estatísticas de qualidade do ajuste, com coeficientes de determinação superiores a 41% e estatísticas *F* significativas a 0,1% (Tabela 4). A esta-

tística  $\chi^2$  testa a hipótese nula de que os erros são homocedásticos e independentes dos regressores (WHITE, 1980). Pressupondo-se que os modelos estejam corretamente especificados, a rejeição das hipóteses nulas nos três modelos ( $p < 0,001$ ) indica evidências de heterocedasticidade. Para corrigir este problema, que tornaria as estimativas dos erros-padrão tendenciosas, foram utilizados estimadores para os erros-padrão robustos à presença de heterocedasticidade (WHITE, 1980). Esses estimadores foram obtidos pela opção WHITE do procedimento REG do pacote estatístico SAS.

**TABELA 4**  
**Estatísticas de qualidade do ajuste e teste de especificação**

Variáveis	PcD	PcLF	PsDLF
Análise de variância			
<i>n</i>	360.402	1.496.365	6.335.654
<i>F</i>	6.792	32.509	145.116
<i>p</i>	< 0,001	< 0,001	< 0,001
<i>R</i> <sup>2</sup>	0,4108	0,4456	0,4587
Teste de especificação			
$\chi^2$	13.479	44.679	161.982
<i>p</i>	< 0,001	< 0,001	< 0,001

Fonte: IBGE. Microdados do Censo Demográfico 2010.

As estimativas dos coeficientes e de seus erros-padrão robustos são apresentadas separadamente nas Tabelas 5 (características socioeconômicas) e 6 (características ocupacionais). Em função do elevado número de observações na amostra, quase todos os coeficientes mostraram-se estatisticamente diferentes de zero com nível de significância de 1%.

As categorias de análise com maiores impactos sobre o rendimento médio dos ocupados são aquelas associadas à escolaridade. Por exemplo, independentemente das demais características dos ocupados, as PsDLF com ensino superior possuem rendimento médio mais de 180% ( $e^{1,035} - 1$ ) superior ao daquelas sem escolaridade. Tanto o impacto do ensino superior quanto o do ensino médio sobre o rendimento médio são significativamente superiores entre as PcD e PcLF. Esse resultado poderia estar associado ao efeito conjunto da baixa presença de PcD e PcLF com ensinos médio e superior e da reserva de vagas garantida pela “Lei das Cotas” às pessoas com deficiência nas grandes e médias empresas. Em outras palavras, a reserva de vagas no mercado de trabalho mais estruturado absorveria as PcD e PcLF mais qualificadas, enquanto o expressivo contingente de pessoas com deficiência menos qualificadas permaneceria nas ocupações mais vulneráveis, de baixa remuneração, aumentando a desigualdade entre os grupos de escolaridade.

Por outro lado, os retornos marginais da idade, que está associada tanto às diferenças entre as gerações quanto à experiência profissional, são menores para as PcLF e, sobretudo, as PcD. As dificuldades enfrentadas por esses ocupados no mercado de trabalho podem ajudar a explicar tal resultado, que estaria refletindo, por exemplo, a menor estabilidade nos empregos e os menores ganhos de produtividade e de salário provenientes da experiência

profissional. Mulheres e pessoas pretas e pardas possuem rendimentos relativamente inferiores aos dos homens e brancos, sem diferenças expressivas entre as PcD, PcLF e PsDLF. As diferenças regionais também são relativamente semelhantes entre os grupos de ocupados.

**TABELA 5**  
**Estimativas de MQO para a relação entre o logaritmo do rendimento e características socioeconômicas,**  
**por condição de deficiência (erros-padrão robustos entre parênteses)**  
**Brasil – 2010**

Variáveis	Coeficientes			Diferença	
	$\hat{\beta}^{PcD}$	$\hat{\beta}^{PcLF}$	$\hat{\beta}^{PsDLF}$	$\frac{\hat{\beta}^{PcD}}{\hat{\beta}^{PsLF}} -$	$\frac{\hat{\beta}^{PcLF}}{\hat{\beta}^{PsLF}} -$
<i>Intercepto</i>	5,642 (0,009)	5,604 (0,005)	5,722 (0,003)	-0,080 (0,010)	-0,118 (0,006)
<i>Escolaridade</i>					
Ensino fundamental	0,161 (0,006)	0,185 (0,003)	0,170 (0,002)	-0,009 (0,006)	0,015 (0,004)
Ensino médio	0,466 (0,007)	0,485 (0,004)	0,409 (0,002)	0,057 (0,007)	0,076 (0,004)
Ensino superior	1,102 (0,008)	1,140 (0,004)	1,035 (0,002)	0,067 (0,009)	0,105 (0,005)
<i>Idade</i>					
16 a 19 anos	-0,264 (0,009)	-0,282 (0,004)	-0,290 (0,001)	0,026 (0,009)	0,008 (0,004)
30 a 39 anos	0,194 (0,005)	0,236 (0,002)	0,246 (0,001)	-0,052 (0,005)	-0,010 (0,002)
40 a 49 anos	0,281 (0,005)	0,355 (0,002)	0,372 (0,001)	-0,091 (0,005)	-0,017 (0,002)
50 a 59 anos	0,324 (0,005)	0,416 (0,002)	0,456 (0,001)	-0,133 (0,005)	-0,041 (0,003)
60 anos ou mais	0,383 (0,006)	0,456 (0,003)	0,487 (0,002)	-0,104 (0,007)	-0,031 (0,004)
<i>Sexo</i>					
Mulheres	-0,305 (0,004)	-0,348 (0,002)	-0,298 (0,001)	-0,007 (0,004)	-0,049 (0,002)
<i>Cor</i>					
Preta	-0,182 (0,005)	-0,199 (0,002)	-0,198 (0,001)	0,016 (0,005)	-0,001 (0,003)
Amarela	-0,031 (0,015)	0,001 (0,007)	-0,001 (0,004)	-0,030 (0,016)	0,002 (0,008)
Parda	-0,158 (0,003)	-0,175 (0,002)	-0,170 (0,001)	0,012 (0,003)	-0,005 (0,002)
Indígena	-0,236 (0,025)	-0,264 (0,013)	-0,257 (0,007)	0,021 (0,025)	-0,007 (0,015)
<i>Região</i>					
Norte	-0,093 (0,006)	-0,088 (0,003)	-0,105 (0,001)	0,012 (0,006)	0,017 (0,003)
Nordeste	-0,364 (0,005)	-0,342 (0,002)	-0,328 (0,001)	-0,036 (0,005)	-0,014 (0,002)
MG, RJ e ES	-0,038 (0,004)	-0,037 (0,002)	-0,050 (0,001)	0,012 (0,004)	0,012 (0,002)
Sul	0,002 (0,004)	-0,015 (0,002)	-0,030 (0,001)	0,032 (0,004)	0,015 (0,002)
Centro-Oeste	0,025 (0,006)	0,024 (0,003)	0,022 (0,001)	0,004 (0,006)	0,003 (0,003)
Distrito Federal	0,233 (0,016)	0,294 (0,008)	0,266 (0,004)	-0,034 (0,017)	0,028 (0,008)

Fonte: IBGE. Microdados do Censo Demográfico 2010.

Nota: \* Não significativo a 5%

A jornada de trabalho contribui para o rendimento do ocupado de duas maneiras: seja pela maior oferta de trabalho; seja pelos ganhos de produtividade que esta pode propiciar. Seus impactos sobre os rendimentos mensais foram estimados pelos coeficientes associados às variáveis binárias representativas dos grupos de horas de trabalho. Destaca-se, entre outras vantagens, que essa delimitação permite considerar retornos não lineares das horas de trabalho sobre a remuneração e seria uma aproximação para analisar as diferenças entre as pessoas submetidas a jornadas irregulares e parciais e aquelas com jornadas regulares ou excessivas. Embora não haja diferenças muito expressivas entre os retornos marginais das categorias de jornada de trabalho sobre o rendimento de PcD, PcLF e PsDLF, deve-se considerar a sobrerrepresentatividade daquelas com jornada igual ou inferior a 20 horas semanais nos dois primeiros grupos de ocupados.

**TABELA 6**  
**Estimativas de MQO para a relação entre o logaritmo do rendimento e características ocupacionais, por**  
**condição de deficiência (erros-padrão robustos entre parênteses)**  
**Brasil – 2010**

Variáveis	Coeficientes			Diferença	
	$\hat{\beta}^{PcD}$	$\hat{\beta}^{PcLF}$	$\hat{\beta}^{PsDLF}$	$\hat{\beta}^{PcD} - \hat{\beta}^{PsLF}$	$\hat{\beta}^{PcLF} - \hat{\beta}^{PsLF}$
<i>Jornada semanal</i>					
21 a 39 horas	0,185 (0,006)	0,171 (0,003)	0,160 (0,002)	0,025 (0,006)	0,010 (0,003)
40 a 44 horas	0,368 (0,005)	0,351 (0,002)	0,342 (0,001)	0,027 (0,005)	0,010 (0,003)
45 horas ou mais	0,449 (0,005)	0,432 (0,003)	0,414 (0,001)	0,035 (0,005)	0,018 (0,003)
<i>Posição na ocupação</i>					
Militar ou estatutário	0,092 (0,008)	0,125 (0,003)	0,135 (0,002)	-0,044 (0,008)	-0,011 (0,004)
Empregado sem cart.	-0,412 (0,004)	-0,347 (0,002)	-0,324 (0,001)	-0,088 (0,004)	-0,023 (0,002)
Conta-própria	-0,316 (0,004)	-0,192 (0,002)	-0,097 (0,001)	-0,218 (0,004)	-0,095 (0,002)
Empregador	0,718 (0,018)	0,710 (0,007)	0,705 (0,003)	0,014 (0,018)	+ 0,005 (0,008)
<i>Setor de atividade</i>					
Indústria da transf.	0,362 (0,006)	0,429 (0,003)	0,420 (0,001)	-0,057 (0,006)	0,010 (0,003)
Outras atividades ind.	0,260 (0,013)	0,466 (0,007)	0,502 (0,003)	-0,241 (0,014)	-0,036 (0,007)
Construção	0,427 (0,006)	0,434 (0,003)	0,400 (0,001)	0,027 (0,006)	0,034 (0,003)
Comércio e reparação	0,378 (0,006)	0,432 (0,003)	0,391 (0,001)	-0,013 (0,006)	0,041 (0,003)
Alojamento e aliment.	0,378 (0,008)	0,404 (0,004)	0,356 (0,002)	0,021 (0,009)	0,047 (0,004)
Transp., armaz., com.	0,539 (0,008)	0,590 (0,004)	0,517 (0,002)	0,023 (0,009)	0,074 (0,004)

(continua)

(continuação)

Variáveis	Coeficientes			Diferença	
	$\hat{\beta}^{PcD}$	$\hat{\beta}^{PcLF}$	$\hat{\beta}^{PsDLF}$	$\hat{\beta}^{PcD} - \hat{\beta}^{PsLF}$	$\hat{\beta}^{PcLF} - \hat{\beta}^{PsLF}$
Administração pública	0,602 (0,008)	0,654 (0,004)	0,579 (0,002)	0,022 (0,008)	0,075 (0,004)
Educ., saúde, ser. soc.	0,482 (0,007)	0,499 (0,004)	0,443 (0,002)	0,038 (0,007)	0,056 (0,004)
Outros serviços	0,470 (0,009)	0,509 (0,004)	0,460 (0,002)	0,011 + (0,010)	0,050 (0,005)
Serviços domésticos	0,238 (0,006)	0,273 (0,003)	0,207 (0,002)	0,031 (0,007)	0,067 (0,004)
Outras atividades	0,478 (0,006)	0,528 (0,003)	0,487 (0,001)	-0,009 + (0,006)	0,041 (0,003)

Fonte: IBGE. Microdados do Censo Demográfico 2010.

Nota: + Não significativo a 5%

Empregados sem carteira de trabalho e trabalhadores conta-própria possuem rendimentos médios substancialmente inferiores aos dos empregados com carteira e empregadores. As diferenças, em prejuízo dos dois primeiros grupos, são mais expressivas entre as PcD, refletindo, provavelmente, os rendimentos excessivamente baixos daqueles trabalhadores com deficiência grave excluídos do mercado mais estruturado de trabalho.

As diferenças entre os setores de atividade sugerem que os trabalhadores agrícolas e trabalhadores domésticos estão submetidos a rendimentos médios substancialmente inferiores aos dos demais setores, independentemente das demais características controladas. São justamente esses setores que apresentam as maiores concentrações relativas de PcD e PcLF. Por outro lado, trabalhadores da administração pública estão em posição relativa mais favorável, sobretudo as PcLF.

A diferença entre as médias do logaritmo da remuneração das PcD e das PsDLF é de  $-0,33$ , o que significa uma diferença aproximada de 33% entre as médias geométricas dos dois grupos de ocupados (Tabela 7).<sup>4</sup> Apenas pouco mais de um terço desta diferença (0,12 pontos) deve-se às diferenças socioeconômicas e de inserção ocupacional identificadas nestas análises, ou seja, ao fato de as PcD estarem super-representadas nas categorias mais vulneráveis. Os outros dois terços (0,21 pontos) devem-se aos diferentes retornos marginais das características socioeconômicas e de inserção ocupacional sobre os rendimentos das PcD e PsDLF (efeitos dos coeficientes), podendo estar associados, por exemplo, ao fato de as PcD apresentarem menores retornos marginais da experiência profissional sobre os rendimentos. Esse efeito dos coeficientes também significa o impacto de fatores não controlados na análise, como discriminação, segregação ocupacional e menor qualificação ocupacional.

<sup>4</sup> Lembrando que a média geométrica de uma variável pode ser dada pelo exponencial da média de seu logaritmo, ou seja,

$$\left(\prod_{i=1}^n Y_i\right)^{1/n} = \exp \frac{\sum_{i=1}^n Y_i}{n}.$$

**TABELA 7**  
**Decomposição da diferença entre o logaritmo do rendimento das PcD e PsDLF, PcLF e PsDLF**  
**Brasil – 2010**

Fonte	PcD	PcLF
log da remuneração	6,39	6,60
Características	-0,12	-0,02
Coefficientes	-0,21	-0,09
<b>Total</b>	<b>-0,33</b>	<b>-0,11</b>

Fonte: IBGE. Microdados do Censo Demográfico 2010.

A diferença entre o logaritmo da remuneração das PcLF e PsDLF é menor, mas também expressiva (aproximadamente 11%). Neste caso, as diferenças se devem, quase que exclusivamente (90%), ao efeito dos coeficientes, ou seja, tanto aos menores retornos marginais das características socioeconômicas e de inserção ocupacional quanto a fatores não observados na análise.

### Discussão dos resultados

Pessoas com deficiências e limitações funcionais apresentam um longo histórico de marginalização, invisibilidade e exclusão social. Apesar de conquistarem a emancipação social como cidadãos detentores de direitos e deveres, ainda permanecem sequelas em relação seja à vulnerabilidade socioeconômica, seja às formas mais precárias de inserção no mercado de trabalho.

No Brasil, as PcD, que declararam grande ou total dificuldade permanente para andar, ouvir e/ou enxergar, além daquelas com deficiência mental, perfaziam, em 2010, cerca de 12,7 milhões de pessoas (6,7% do total da população). Já as PcLF, que alegaram ter apenas alguma dificuldade permanente para realizar tais ações, eram 32,9 milhões (17,2% da população). Assim, 45,6 milhões de pessoas – 1/4 da população brasileira – possuíam algum nível de deficiência e/ou limitação funcional em 2010. A extensão dessa população com deficiência levanta importantes considerações na análise dos condicionantes socioeconômicos. Primeiro, a necessidade de se analisarem separadamente as pessoas com deficiências mais severas (PcD) e aquelas com limitações funcionais (PcLF), uma vez que as desigualdades entre esses grupos podem ser substanciais. Segundo, a própria característica desta informação autodeclarada, que depende, além de avaliações objetivas das condições de deficiência, de percepções subjetivas das pessoas sobre suas condições físicas e mentais. Assim, embora as autodeclarações ofereçam uma boa aproximação para analisar a população com deficiência no Brasil, seus resultados não podem ser diretamente comparados, por exemplo, com os da população contemplada pela “Lei de Cotas”, que se baseia em avaliações médicas de condições de deficiência definidas pelo Decreto Federal n. 5.296/04.

A distinção dos ocupados conforme as autodeclarações de dificuldade funcional apontou importantes diferenças em relação às características socioeconômicas e de inserção ocupacional. Observaram-se condições desfavoráveis de acesso ao trabalho e obtenção de

rendimentos para o grupo de PcD, isto é, aquelas pessoas com maiores graus de limitação e portanto sujeitas a enfrentar barreiras mais severas para sua plena inserção social. Para os indicadores analisados, o contingente de PcLF ficou numa posição intermediária, melhor do que o das PcD, mas com resultados ainda aquém aos observados para a população em geral, sem deficiência ou incapacidade declarada (PsDLF).

Proporcionalmente, as PcD ainda participam pouco do mercado de trabalho, sobretudo aquelas com problemas cognitivos e incapacidade ou grande dificuldade física. Dos 11,8 milhões de pessoas com deficiência em idade ativa, em 2010, apenas 4 milhões, ou 34%, estavam ocupadas. Por sua vez, os percentuais de PcLF e PsDLF ocupadas eram de, respectivamente, 54,0% e 64,9%, evidenciando uma condição desfavorável aos indivíduos com maiores graus de limitação física, sensorial ou cognitiva para o acesso ao trabalho. Pode-se supor que uma fração dessas pessoas, em decorrência de limitações mais graves e comprometedoras do ponto de vista físico, sensorial e/ou cognitivo, não teria de fato condições de exercer uma atividade produtiva. Mas, diante dos recursos de acessibilidade hoje existentes, muitas dessas pessoas com deficiência e com plenas condições de trabalhar ou realizar alguma ocupação poderiam estar em condição de desemprego oculto pelo desalento. Entre aqueles economicamente ativos, há resultados próximos para a taxa de desemprego. Este resultado poderia estar sendo influenciado pela “Lei das Cotas”, política que se intensificou na última década e que garante vagas reservadas às pessoas com deficiência nas empresas públicas ou privadas com 100 ou mais empregados.

Além de uma baixa participação no mercado de trabalho, as PcD estão super-representadas nos grupos sociais mais vulneráveis e submetidas às piores condições de renda e emprego. A discrepância é mais gritante quando se compara o universo de PcD com as PsDLF. Os condicionantes socioeconômicos e a inserção mais precária das pessoas com deficiência explicam uma pequena parte das diferenças de rendimento em relação às PsDLF. A parcela mais expressiva dessas diferenças deve-se tanto a fatores não controlados, quanto aos menores retornos de condicionantes socioeconômicos.

Em relação ao primeiro desses componentes, fatores não controlados, pode-se destacar a dificuldade para encontrar medidas mais apuradas dos fatores produtivos que interferem no rendimento do ocupado, como a qualificação e habilidades profissionais. A própria definição de deficiência do Censo Demográfico considera limitações para exercer atividades habituais, como o trabalho, que tendem a reduzir os ganhos salariais das PcD e PcLF. As dificuldades que as pessoas com deficiência encontram para se inserirem no mercado de trabalho podem também se reproduzir no acesso a um ensino de qualidade. No que se refere aos retornos marginais, destacam-se os menores diferenciais de rendimento entre os grupos etários para as pessoas com deficiência. Esse resultado pode expressar, por um lado, maior instabilidade ocupacional e, conseqüentemente, menor experiência profissional adquirida com a idade para as pessoas com deficiência e, por outro lado, uma discriminação contra as pessoas com deficiência que, com a mesma experiência profissional de seus pares, teriam mais dificuldades para ascensão profissional.

## Conclusões

Os resultados deste trabalho demandam uma discussão sobre questões que poderiam aumentar e melhor qualificar a participação das pessoas com deficiência no mercado de trabalho, tais como a necessidade de aumentar o conhecimento da realidade socioeconômica das pessoas com deficiência. No intuito de balizar as políticas públicas e/ou aperfeiçoar legislações, deve-se buscar maior profundidade e clareza nos indicadores socioeconômicos deste contingente populacional, seja, por exemplo, com uma maior regularidade na disponibilização de informações sobre as pessoas com deficiência, seja no aprimoramento da qualidade dessas informações, como a restrição da autodeclaração de deficiência à própria pessoa, não mais permitindo sua declaração por outros moradores do domicílio.

A baixa taxa de participação das pessoas com deficiência também sugere mudanças na legislação previdenciária que permitam, por exemplo, o retorno ao trabalho de pessoas com deficiência precocemente aposentadas. Essa mudança beneficiaria um contingente expressivo de pessoas que, ainda jovens, se aposentaram em função de uma deficiência adquirida, mas que teriam condições, com as devidas adaptações e recursos, de trabalhar formalmente, exercendo as mais variadas funções. Os baixos níveis de escolaridade desta população ocupada também indicam a necessidade de intensificação do processo de inclusão escolar e melhora na formação e capacitação das pessoas com deficiência. Ao se persistir no caminho da inclusão escolar, as diferenças no grau de instrução entre aqueles com e sem deficiência tendem a diminuir, reduzindo, conseqüentemente, as diferenças de remuneração no mercado de trabalho.

O fortalecimento do conceito de acessibilidade perpassa os ambientes escolares, exigindo mudanças nos espaços públicos e privados dos municípios, com a remoção de barreiras físicas e de comunicação que dificultam a inserção das pessoas com deficiência. Como procurar emprego se não há possibilidade, ou é muito difícil, simplesmente de ir e vir? Finalmente, a expressiva parcela das desigualdades de remuneração atribuída a fatores não observáveis sugere a necessidade de sensibilização dos empregadores para romper com estereótipos negativos ainda associados às pessoas com deficiência (GARCIA, 2010). Práticas como procurar alguém para trabalhar com uma “deficiência mais leve”, e não por sua competência profissional, devem ser combatidas e qualificadas como discriminatórias.

## Referências

AQUINO, E. M. L.; MENEZES, G. M. S.; MARINHO, L. F. B. Mulher, saúde e trabalho no Brasil: desafios para um novo agir. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 11, n. 2, 1995.

BLINDER, A. S. Wage discrimination: reduced form and structural. **Journal of Human Resources**, v. 8, n. 4, p. 436-455, 1973.

CLEMENTE, C. A. **Trabalho decente**: leis, mitos e práticas de inclusão. Osasco, SP: Ed. do autor, 2008.

DINIZ, D. Deficiência e políticas sociais – Entrevista com Colin Barnes. **Revista Ser Social**, v. 15, n. 32, p. 237-251, 2013.

- FIGUEIRA, E. **Caminhando no silêncio** – uma introdução à trajetória das pessoas com deficiência na história do Brasil. São Paulo: Giz Editora, 2008.
- GARCIA, V. G. **Pessoas com deficiência e o mercado de trabalho** – histórico e o contexto contemporâneo. Tese (Doutorado). Campinas, Instituto de Economia da Unicamp, 2010.
- GUGEL, M. A. **Pessoas com deficiência e o direito ao trabalho**. Brasília: Editora Letras Contemporâneas, 2005.
- HALVORSEN, R.; PALMQUIST, R. The interpretation of dummy variables in semilogarithmic equations. **The American Economic Review**, v. 70, n. 3, p. 474-475, jun. 1980.
- HUSSMANN, R. International standards on the measurement of economic activity, employment, unemployment and underemployment. **Bulletin of Labour Statistics**. Geneva, ILO, n. 1, 1989.
- IBGE. **Censo Demográfico 2010**: características gerais da população, religião e pessoas com deficiência. Rio de Janeiro, 2010.
- JAIME, L. R.; CARMO, J. C. **A inserção da pessoa com deficiência no mundo do trabalho**. São Paulo: Editora Mandacaru, 2004.
- LEME, M. E. S. **Pessoas com deficiência e o trabalho**: o discurso de sujeitos e instituições. Tese (Doutorado). Campinas, Faculdade de Educação da Unicamp, 2010.
- LOPES, L. V. C. **Convenção sobre os Direitos das Pessoas com Deficiência da ONU, seu protocolo facultativo e acessibilidade**. Dissertação (Mestrado). São Paulo, Pontifícia Universidade Católica de São Paulo, Faculdade de Direito, 2009.
- NERI, M.; PINTO, A.; SOARES, W.; COSTILLA, H. **Retratos da deficiência no Brasil**. Rio de Janeiro: Fundação Banco do Brasil, FGV/CPS, 2003.
- OAXACA, R. L. Male-female wage differentials in urban labor. **International Economic Review**, v. 14, n. 3, p. 693-709, 1973.
- OLIVEIRA, L. M. B. **Cartilha do Censo 2010** – Pessoas com deficiência. Brasília: Secretaria de Direitos Humanos da Presidência da República (SDH/PR), Secretaria Nacional de Promoção dos Direitos da Pessoa com Deficiência (SNPD), Coordenação-Geral do Sistema de Informações sobre a Pessoa com Deficiência, 2012.
- RIBEIRO, M. A.; CARNEIRO, R. A inclusão indesejada: as empresas brasileiras face à Lei de Cotas para pessoas com deficiência no mercado de trabalho. **Revista O&S**, v. 16, n. 50, p. 545-564, 2009.
- RODRIGUES, C. G.; MAIA, A. G. Como a posição social influencia a autoavaliação do estado de saúde? Uma análise comparativa entre 1998 e 2003. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 26, n. 4, p. 762-774, 2010.
- SASSAKI, R. K. Vida independente e inclusão na comunidade. In: RESENDE, A. P. C.; VITAL, F. M. de P. **A Convenção sobre Direitos das Pessoas com Deficiência comentada**. Brasília: Secretaria Especial dos Direitos Humanos, Coordenadoria Nacional para Integração da Pessoa Portadora de Deficiência, 2008.
- SILVA, O. M. **A epopéia ignorada** – A pessoa deficiente na história do mundo de ontem e de hoje. São Paulo: Cedas/São Camilo, 1987.
- WHITE, H. A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. **Econometrica**, v. 48, p. 817-838, 1980.

## Sobre os autores

*Vinicius Gaspar Garcia* é economista e doutor em Desenvolvimento Econômico. Professor das Faculdades de Campinas (Facamp).

*Alexandre Gori Maia* é estatístico e doutor em Desenvolvimento Econômico. Professor do Instituto de Economia, da Universidade Estadual de Campinas (Unicamp).

## Endereço para correspondência

Vinicius Gaspar Garcia  
Rua Dr. Rafael Sales, 920  
13070-720 – Campinas-SP, Brasil

Alexandre Gori Maia  
Rua Pitágoras, 353  
13083-857 – Campinas-SP, Brasil

## Abstract

*Characteristics of participation of people with disabilities and/or functional limitations in the Brazilian labor market*

This paper analyzes the presence of people with disabilities in the Brazilian labor market, based on data results of the 2010 Demographic Census. The paper suggests two distinct sub-categories for this group, namely, “People with Disabilities” (PcD) and “People with Functional Limitations” (PcLF). These categories aim to identify more accurately the dynamics of the labor market attainments of those with high levels of physical, sensory or cognitive impairment (PcD) and those with moderate disabilities (PcLF). Other specific aims of this study are: a) to compare the differences in the income and occupational attainments of these groups; b) to decompose the determinants of the income differences into causes that are due to socioeconomic and occupational characteristics and those related to unobservable factors. The results highlight that the PcD group – who faces adverse conditions in terms of schooling and access to employment that often arise in function of social barriers and obstacles – are disadvantaged in terms of socioeconomic characteristics and occupational attainment as compared with both the group with moderate limitations (PcLF) and the group with no type of disability or functional limitation. Finally, the paper discusses public policies and actions that could improve the occupational attainment of people with disabilities in the Brazilian labor market.

**Keywords:** Inclusion and citizenship. Labor market. Inequality. Employment quotas.

## Resumen

*Características de la participación de las personas con discapacidad y/o limitación funcional en el mercado de trabajo brasileño*

Este trabajo analiza la inserción de las personas con discapacidad en el mercado de trabajo brasileño sobre la base de los resultados del censo demográfico de 2010. El artículo presenta una clasificación para las personas con discapacidad (PcD) y con limitaciones funcionales (PcLF) que busca establecer con mayor precisión la dinámica poblacional y de inserción en el trabajo de las personas con mayores niveles de limitación física, sensorial o cognitiva (PcD), separándolas del conjunto de individuos con impedimentos “más leves” (PcLF). Otros objetivos específicos de este trabajo son: a) comparar los diferenciales de ingresos y de inserción laboral de estas poblaciones; b) descomponer los determinantes

de las diferencias de ingresos en una parte debida a las características socioeconómicas y de inserción ocupacional y otra atribuible a factores no observables. Los resultados ponen de manifiesto que las personas con discapacidad —que enfrentan condiciones más adversas en términos de formación escolar y acceso al trabajo, originadas a menudo en las barreras y obstáculos que aún existen en la sociedad— presentan desventajas en la dinámica socioeconómica y de inserción ocupacional tanto en relación con la población sin ningún tipo de discapacidad o limitación funcional como con el segmento de la población con limitaciones más leves. Finalmente se discuten las políticas y acciones que podrían aumentar y mejorar las condiciones para la participación de las personas con discapacidad en el mercado de trabajo brasileño.

**Palabras clave:** Inclusión y ciudadanía. Mercado de trabajo. Desigualdad. Ley de cuotas.

Recebido para publicação em 13/11/2013

Aceito para publicação em 11/12/2014

# Construtos de incapacidade presentes na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD): uma análise baseada na Classificação Internacional de Funcionalidade, Incapacidade e Saúde (CIF)

Luciana Castaneda\*  
Shamyr Sulyvan de Castro\*\*  
Ligia Bahia\*\*\*

O objetivo deste artigo é identificar construtos relacionados à incapacidade presentes na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), tendo como ferramenta teórica a Classificação Internacional de Funcionalidade, Incapacidade e Saúde (CIF). Trata-se de estudo metodológico do tipo descritivo. A primeira etapa da pesquisa compreendeu a identificação dos blocos integrantes do instrumento de coleta que continham conteúdos referentes a funcionalidade, incapacidade e deficiência. Posteriormente, foram extraídos os conteúdos significativos e codificados para as categorias da CIF. Verificou-se que os domínios mais frequentes foram os relacionados a atividades e participação, seguidos pelos domínios de funções do corpo. Apenas um conteúdo relacionou-se aos fatores ambientais. O estudo mostrou que a CIF é uma ferramenta com grande aplicabilidade nos sistemas de informação de dados primários. Por sua linguagem universal e perspectiva biopsicossocial, a classificação deve ser mais explorada no campo da epidemiologia.

**Palavras-chave:** Inquéritos epidemiológicos. Classificação Internacional de Funcionalidade, Incapacidade e Saúde. Coleta de dados. Sistemas de Informação. Epidemiologia.

---

\* Instituto Brasileiro de Medicina de Reabilitação – Laureate Universities, Rio de Janeiro-RJ, Brasil (lucianacastaneda@yahoo.com.br).

\*\* Instituto de Ciências da Saúde (ICS), Universidade Federal do Triângulo Mineiro (UFTM), Uberaba-MG, Brasil (shamyr@fisioterapia.uftm.edu.br).

\*\*\* Instituto de Estudos em Saúde Coletiva da Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro-RJ, Brasil (ligiabahia@terra.com.br).

## Introdução

É amplamente reconhecida a importância de inquéritos populacionais como fontes primárias de dados sobre saúde, que são úteis para estudos de desigualdades no estado de saúde, no acesso e uso de serviços e no gasto privado. Esses estudos têm a capacidade de fornecer informações pertinentes ao perfil de saúde e aos fatores de risco ou de proteção em determinada população, podendo ainda ter atualização periódica e cobrir distintas regiões geográficas. Além disso, é possível correlacionar dados de problemas de saúde com as condições socioeconômicas e, assim, dimensionar a iniquidade em saúde persistente no quadro nacional (VIACAVA et al., 2006). A necessidade de conhecer a realidade epidemiológica reafirma o papel dos inquéritos domiciliares de saúde como ferramenta ideal para a geração dos dados, por meio de estudos transversais com periodicidade previamente definida, com a possibilidade também de realização em diferentes períodos, sendo possível avaliar em uma perspectiva longitudinal e temporal o efeito de intervenções, tais como as políticas que visam a promoção da saúde, e comparar os diferentes padrões de polarização epidemiológica (WALDMAN, 2008).

Desde o início de sua história, o Instituto Brasileiro de Geografia Estatística (IBGE) foi responsável pela elaboração e produção de uma série de pesquisas cujo conteúdo foi bastante significativo para a produção de informações sobre as características demográficas e socioeconômicas da população brasileira. Uma das ferramentas utilizadas pelo Instituto para a produção das informações é a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) (OLIVEIRA; SIMÕES, 2005).

As medidas de avaliação funcional desenvolvidas vêm sendo criticadas por serem descoordenadas. Uma razão para isso é a falta de uma ferramenta teórica e conceitual clara, o que, da perspectiva dos inquéritos domiciliares de saúde, dificulta a comparação de resultados (RATY et al., 2003). A aferição da ocorrência de deficiência em grupos populacionais tem sido alvo de discussão acadêmica (McDERMOTT; TURLE, 2011; ALTMAN, 2011) e até mesmo são apontadas possíveis distorções nos números (ALTMAN; GULLEY, 2009). Esses problemas podem decorrer das dificuldades teóricas em torno do termo deficiência. Visando unificar a linguagem dos processos de funcionalidade e incapacidade, a Organização Mundial de Saúde publicou, em 2001, a Classificação Internacional de Funcionalidade (OPAS, 2003), baseada em uma abordagem biopsicossocial, que constitui uma síntese das abordagens médica e social do processo de incapacidade, em que cada dimensão desse processo (funções e estruturas corporais; atividades e participação) é conceituada como uma interação dinâmica entre os fatores intrínsecos ao indivíduo e o seu ambiente físico e social (fatores ambientais). A informação da CIF é organizada por meio de dois componentes. A parte 1 refere-se à funcionalidade e incapacidade e é representada pelas categorias funções do corpo – entendidas como funções fisiológicas e estruturas do corpo definidas como estruturas anatômicas – e atividades e participação, sendo a primeira categoria conceituada como a execução de uma tarefa ou ação por um indivíduo e a segunda como o envolvimento em uma situação de vida diária. A parte 2 trata dos fatores contextuais e contém os fatores

ambientais, que compõem o ambiente físico, social e de atitude no qual as pessoas vivem e conduzem sua vida, e os fatores pessoais, que fazem parte do histórico particular da vida e do estilo de vida de um indivíduo, englobando características que não são parte de uma condição de saúde (WHO, 2001, p. 18, 19 e 29).

É interessante mencionar que esforços no sentido de discutir e melhorar a forma de coleta de dados por inquéritos populacionais já foram relatados no Brasil. Em um momento prévio à publicação da CIF, modelos conceituais que incorporavam atividades e limitações já foram testados, reforçando a necessidade de inclusão desses conceitos nos instrumentos de coleta (BERCOVICH, 2006). Dando prosseguimento a esse esforço, o Censo Demográfico de 2000 trouxe novas abordagens da deficiência, com o objetivo de superar dificuldades conceituais, incorporando uma compreensão ampliada da deficiência em franca aproximação com o modelo proposto pela CIF (BRASIL, 2008, p. 12).

Considerando a relevância da PNAD como peça fundamental no sistema de informação de bases de dados primários em saúde no âmbito nacional, a identificação dos conteúdos presentes tanto no instrumento de coleta da pesquisa quanto na CIF evidenciará de que maneira o inquérito aborda a temática da deficiência e dos processos de funcionalidade e incapacidade, uma vez que tais domínios apresentam-se como importantes preditores de indicadores de qualidade de vida relacionada à saúde e possuem maior capacidade de predição do que indicadores baseados somente em diagnósticos clínicos. Com esse panorama, pode-se proceder à identificação das dimensões do processo incapacitante possivelmente não contempladas, bem como sugerir ajustes no questionário, podendo também complementar a avaliação com outros instrumentos que cubram outros componentes pertinentes e relevantes, já que estes são consagrados na literatura como bons preditores dos quadros de morbidade e mortalidade (FAYED et al., 2011). Assim, este estudo tem o objetivo de identificar os conteúdos comuns referentes a deficiência, incapacidade e funcionalidade presentes no instrumento de coleta da PNAD 2008 na CIF.

## Metodologia

Trata-se de estudo metodológico, do tipo descritivo. O instrumento de coleta analisado foi o Suplemento Saúde da PNAD 2008, sendo que o estudo dividiu-se em três etapas dispostas na Figura 1.

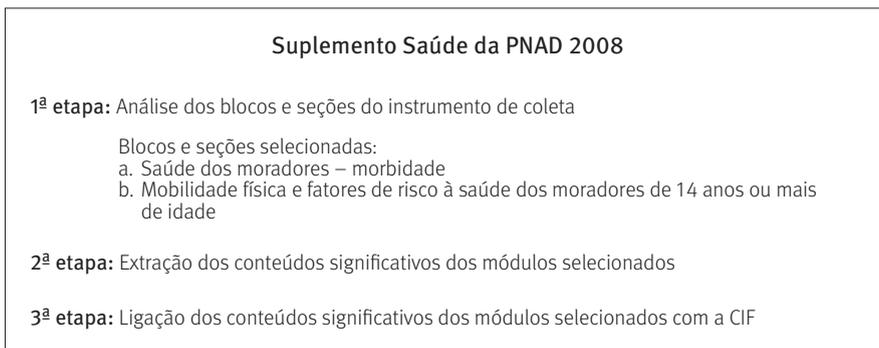
Na primeira etapa, analisaram-se os blocos e seções do instrumento de coleta. Na segunda, foram extraídos os conteúdos significativos das questões das seções e blocos selecionados e, na terceira, relacionou-se a ligação do conteúdo significativo selecionado com a categoria da CIF mais precisa. Esta última etapa do processo foi executada por dois pesquisadores independentes, com conhecimento da CIF e da sua taxonomia e experiência e treinamento no processo de codificação,<sup>1</sup> segundo regras já propostas e publicadas (CIEZA

<sup>1</sup> Os dois pesquisadores que trabalharam de forma independente nesta fase foram um fisioterapeuta, mestre em saúde pública, com experiência na aplicação da CIF em estudos epidemiológicos, e outro fisioterapeuta, doutor em saúde coletiva, com treinamento no Brasil sobre a aplicação da CIF e estágio de doutorado-sanduíche de 12 meses no ICF-Research Branch (<http://www.icf-research-branch.org/>), onde passou por treinamento em aplicação da CIF nas diversas áreas da saúde.

et. al., 2005). Ao final, foram comparados os resultados encontrados pelos codificadores independentes e resolvidas as discordâncias por consenso entre ambos.

Para a análise estatística descritiva, utilizaram-se medidas como números puros, porcentagens e frequências simples. O grau de concordância entre os dois profissionais que realizaram o processo de ligação foi calculado por meio do Coeficiente de Kappa simples e do intervalo de confiança (95%). A escolha pelo grau de concordância entre dois avaliadores mantém a tendência da literatura nesse tipo de metodologia de ligação de instrumentos de coleta de dados com a CIF (KAHAN; AMATYA, 2009; GEYH et al., 2007; SCHEPERS et al., 2007). Além disso, o Coeficiente de Kappa é uma medida de concordância interobservador, que mede o nível de concordância retirando o efeito do acaso. Seus valores variam de 0 a 1, sendo que 1 indica concordância máxima e 0 nenhuma concordância (CALLEGARI-JACQUES, 2003). O *software* utilizado foi o SPSS (versão 7.0).

**FIGURA 1**  
**Fluxograma das etapas realizadas na metodologia do trabalho**

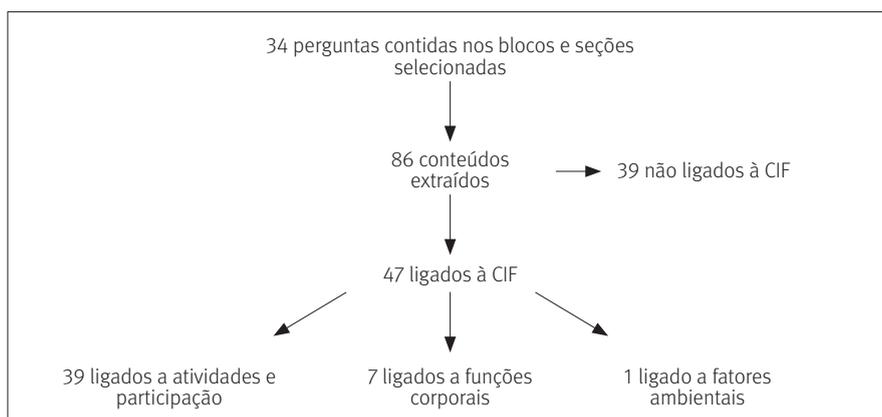


Foram selecionados o bloco de saúde dos moradores (seção de morbidade) e o bloco sobre mobilidade física e fatores de risco à saúde dos moradores de 14 anos ou mais de idade (todas as seções). O processo de ligação entre os questionários da PNAD e a CIF baseou-se em metodologia amplamente difundida na literatura (GLASSEL et al., 2011; KAHAN; AMATYA, 2009; GEYH et al., 2007; SCHEPERS et al., 2007), proposta por Cieza et al. (2005). Os autores sugeriram oito regras para ligação entre as medidas de resultado (medidas clínicas, do estado de saúde e técnicas) e a CIF e mais cinco regras adicionais. As regras específicas determinam que todos os conceitos significantes devem ser considerados antes de se realizar a ligação com as categorias da CIF e que as opções de resposta, quando contenham conceitos relevantes, sejam incluídas. No caso de o conceito de algum item conter exemplos, estes também devem ser ligados. Tais regras foram desenvolvidas com base na experiência acumulada durante o processo de ligação de centenas de documentos de medidas clínicas e do estado de saúde realizadas desde a publicação da CIF em 2001.

## Resultados

Em relação à seção de morbidade do bloco sobre saúde dos moradores, das 18 perguntas foram extraídos 41 conteúdos significativos. Já para o bloco sobre mobilidade física e fatores de risco à saúde dos moradores de 14 anos ou mais de idade, das 16 perguntas foram coletados 45 conteúdos, conforme disposto na Figura 2.

**FIGURA 2**  
Número de conteúdos significativos identificados na PNAD 2008 e suas distribuições entre os componentes da CIF



Dos 86 conteúdos significativos extraídos do questionário do Suplemento Saúde da PNAD 2008, 39 correspondem a categorias de atividades e participação, sete referem-se a funções corporais, um relaciona-se a fatores ambientais, 31 não são cobertos pela classificação, dois eram não definíveis em saúde mental, cinco não definíveis em atividades e participação e um não definível em saúde geral (Tabela 1). Os conteúdos não contemplados pela CIF dizem respeito a domínios do tempo, condições de saúde (tais como doenças, injúrias e lesões que são codificadas pela Classificação Internacional de Doenças – CID) e ainda fatores pessoais.

**TABELA 1**  
Distribuição dos resultados da ligação dos módulos selecionados do questionário da PNAD 2008 com a CIF (morbidade e características de mobilidade física e fatores de risco à saúde dos moradores de 14 anos ou mais)

Categorias	N. abs.	%
Funções corporais	7	8,1
Atividades e participação	39	45,3
Fatores ambientais	1	1,1
Não definível – atividade e participação	5	5,8
Não definível – saúde mental	2	2,3
Não definível – saúde geral	1	2,3
Não coberto	31	36,0
<b>Total</b>	<b>86</b>	<b>100,0</b>

Fonte: IBGE. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – 2008; Classificação Internacional de Funcionalidade, Incapacidade e Saúde.

Para o bloco de saúde dos moradores (seção de morbidade), dos 41 conteúdos significativos extraídos, três referem-se a atividades e participação, seis relacionam-se a funções corporais, 26 não são cobertos pela classificação, dois eram não definíveis em saúde mental, três não definíveis em atividades e participação e um não definível em saúde geral. Para a seção sobre características de mobilidade física e fatores de risco à saúde dos moradores de 14 anos ou mais de idade, dos 45 conteúdos, 36 referem-se a atividades e participação, um corresponde a fatores ambientais, um relaciona-se a funções corporais, dois não eram definíveis em atividades e participação e cinco não eram cobertos pelos domínios da CIF.

Em relação às análises de concordância, foram alcançados 64,7% de concordância total (para as duas seções analisadas), 80,5% para a seção do módulo de morbidade e 74,7% para a seção de características de mobilidade física e fatores de risco à saúde dos moradores de 14 anos ou mais de idade. O Coeficiente de Kappa encontrado para a primeira seção foi de 0,78 (IC: 0,65 – 0,84) e, para a segunda, correspondeu a 0,69 (IC: 0,54 – 0,76). A concordância total foi de 0,59 (IC: 0,51 – 0,72).

## Discussão

Em 1998, o Ministério da Saúde solicitou a realização de um inquérito sobre acesso e utilização de serviços de saúde. Com isso, foi inaugurada uma série histórica quinquenal de informação de base populacional sobre saúde e consumos de serviços, possibilitando o acompanhamento de aspectos relevantes da saúde da população brasileira e o monitoramento com distintos recortes geográficos e socioeconômicos, bem como a incorporação das informações de saúde pela sociedade e por diferentes áreas do governo, favorecendo assim as ações intersetoriais.

A estrutura da PNAD é contemplada por dois níveis informativos, sendo que o primeiro engloba dados referentes aos domicílios e o segundo traz informações sobre os indivíduos residentes (inclusive aqueles que estão ausentes por um período de até 12 meses). No nível do domicílio, são coletadas informações sobre características gerais, condições de ocupação, abastecimento de água, esgoto sanitário, iluminação elétrica, bens (telefones fixos, celulares, computador e acesso à Internet) e destino de lixo. Já no nível individual, são contempladas informações demográficas, cor ou raça, migração, características do trabalho e rendimento para maiores de dez anos de idade, características do trabalho infantil, fecundidade e escolaridade (TRAVASSOS et al., 2008).

Com a análise do instrumento de coleta do Suplemento Saúde da PNAD 2008, é possível contribuir para uma melhor compreensão dos conceitos de funcionalidade, incapacidade e qualidade de vida contemplados no instrumento. Ao fazer a ligação das medidas do estado de saúde presentes no questionário com a CIF, pode-se verificar a relação existente entre o conteúdo do instrumento e a classificação e, assim, esclarecer e elucidar seus conceitos, de acordo com a linguagem unificada proposta pela OMS.

Em uma análise de três indicadores sobre a temática da incapacidade na PNAD 1998, verificou-se que a prevalência de incapacidade para abaixar-se, ajoelhar-se ou curvar-se nos idosos foi de 4,4% (2,7% para o sexo masculino e 5,7% para o feminino). Já para as tarefas de alimentar-se, tomar banho ou ir ao banheiro, a prevalência foi de 2,0% (1,8% para os homens e 2,2% para as mulheres) e, para a tarefa de andar mais de um quilômetro, correspondeu a 6,2% (4,2% e 7,9% para homens e mulheres, respectivamente). A escolha dos dois primeiros indicadores deveu-se ao fato de que, geralmente, essas tarefas são incluídas nos estudos epidemiológicos sobre o tema e também por se tratar de indicadores relacionados à perda da autonomia, enquanto o último indicador relaciona-se à capacidade do idoso de realizar atividades físicas de intensidade leve a moderada (LIMA-COSTA et al., 2005).

Costa (2008), ao analisar os dados sobre incapacidade no Suplemento Saúde da PNAD de 2003, aponta que 21% do total de entrevistados relataram dificuldade para correr, levantar objetos pesados, praticar esportes ou trabalhos pesados (3,5% não conseguiram realizar a tarefa), sendo esta a atividade mais comprometida. Em 2008, essas porcentagens mantiveram-se relativamente próximas às de 2003, com registros de 23,08% e de 3,78%, respectivamente (IBGE, 2008, p. 153). A limitação das atividades foi menor entre as pessoas de 14 a 39 anos e maior para aquelas de 60 anos e mais. Na faixa etária de 40 a 59 anos, a prevalência de incapacidade variou de 20% a 30%. Em sua discussão, Costa aponta que os resultados para esta última faixa etária reafirmam a preocupação de outros autores com a elevada carga de morbidade que se origina na vida adulta e repercute negativamente na qualidade de vida dos idosos. O autor indica um possível viés que pode ter interferido nos resultados: a maior prevalência de incapacidade na população feminina pode ser influenciada pelo viés de sobrevivência seletiva (maior carga de mortalidade precoce no sexo masculino e estrutura envelhecida da população feminina). Nesse sentido, Parahyba e Veras (2008) assinalam que a questão “dificuldade para alimentar-se, ir ao banheiro ou tomar banho” pode conter um viés de informação em função das diferenças na acessibilidade das instalações sanitárias para os diferentes grupos, em um país heterogêneo como o Brasil. Além disso, em uma mesma pergunta estão contidas três atividades que exigem capacidades funcionais diferentes. No entanto, os autores apontam que os dados, embora apresentem certas limitações, possuem robustez e que, em relação às diferentes coortes (1998 e 2003), houve redução na perda de capacidade funcional dos idosos brasileiros, tendência que não teve continuidade segundo a pesquisa de 2008 (IBGE, 2008).

O presente estudo teve como limitações a baixa concordância interexaminador para a segunda seção analisada do instrumento de coleta da PNAD 2008. As perguntas dessa seção abordavam características de mobilidade física e prática de exercício da população com 14 anos ou mais. Essa limitação pode ser relacionada ao fato de os domínios de atividades e participação estarem contidos em um mesmo construto da CIF, o que pode demonstrar que esses dois componentes podem não ser perfeitamente discerníveis, ocasionando eventual dissenso na codificação. Houve um maior nível de concordância para os domínios de funções

do corpo e estruturas do corpo, possivelmente pelo fato de esses domínios apresentarem definições mais claras e menos subjetivas, facilitando o processo de ligação pelos dois examinadores.

O fato de não existir nenhum estudo na literatura nacional com o mesmo tipo de metodologia (ligação da CIF com inquéritos de saúde de base populacional) limita a discussão externa no trabalho. Há na literatura nacional estudos envolvendo metodologia semelhante, mas com objetos distintos. Os estudos nacionais envolvem o processo de ligação da CIF com instrumentos de avaliação clínica (CASTANEDA; PLÁCIDO, 2009; CASTANEDA et al., 2011). Em um estudo internacional que realizou a ligação da CIF com diversos inquéritos europeus (conduzidos de 1998 a 2002), verificou-se que a maior parte dos questionários utilizados apresenta maior frequência de perguntas relacionadas a atividades e participação, seguidas por questões sobre funções corporais, com poucas perguntas que tratavam dos fatores ambientais (RATY et al., 2003). Os resultados encontrados nesse estudo vão ao encontro daqueles obtidos no presente trabalho.

Apenas um conteúdo significativo foi relacionado aos fatores ambientais. O ambiente é um dos seis componentes propostos pela CIF como parte do processo de funcionalidade e incapacidade e, dessa forma, se relaciona intimamente com os demais componentes (funções corporais, estruturas corporais, fatores pessoais, atividades e participação). Não contemplar os fatores ambientais no processo de coleta de dados sobre a incapacidade empobrece a análise dos quadros de morbidade na população. É sabido que pessoas com a mesma condição de saúde podem apresentar diferentes níveis de funcionalidade e incapacidade, ao passo que pessoas com diferentes condições de saúde podem experimentar o mesmo grau de funcionalidade e incapacidade. A OMS conceitua que estes fenômenos, além de multifatoriais, são influenciados pela condição de saúde, pelos recursos (econômicos e habilidade pessoais) e também pelo ambiente onde a pessoa está inserida. Versões futuras da PNAD poderiam incluir em seus instrumentos de coleta essa temática de modo mais consistente.

## **Conclusão**

Os resultados apontam para um predomínio de domínios relacionados a atividades e participação, seguidos por domínios de funções do corpo. Observou-se, ainda, que somente um domínio relacionou-se aos fatores ambientais, o que indica que o ambiente é pouco contemplado no instrumento de coleta da PNAD.

Ao utilizar a CIF como uma ferramenta padrão para o embasamento dos instrumentos de coleta nos inquéritos, é possível que se tenha uma diretriz em relação às perguntas contempladas, otimizando, assim, a comparação entre o mesmo inquérito em diferentes períodos. Os resultados encontrados podem servir como exemplo da utilização dos itens dos inquéritos para a comparação de instrumentos e questões e a sua ligação com as categorias da CIF, mas futuros estudos com outros inquéritos populacionais nacionais se fazem necessários para comparação dos resultados obtidos.

## Referências

- ALTMAN, B. M. A reply to. The myth and reality of disability prevalence: measuring disability for research and service. **Disability and Health**, v. 4, n. 3, p. 198-209, 2011.
- ALTMAN, B. M.; GULLEY, S. P. Convergence and divergence: differences in disability prevalence estimates in the United States and Canada based on four health survey instruments. **Social Science Medicine**, v. 9, n. 4, p. 543-552, 2009.
- BERCOVICH, A. People with disabilities in Brazil: a look at 2000 Census results. In: ALTMAN, B. M.; BARNARTT, S. N. (Orgs.). **International views on disability measures: moving toward comparative measurement**. (Research in Social Science and Disability). New York: Elsevier Ltd., v. 4, 2006, p. 131-158.
- BRASIL. Ministério da Saúde. Secretaria de Atenção à Saúde. **Política Nacional de Saúde da Pessoa Portadora de Deficiência**. Brasília: Editora do Ministério da Saúde, 2008.
- CALLEGARI-JACQUES, S. M. **Bioestatística**. Princípios e aplicações. Porto Alegre: Artmed, 2003.
- CASTANEDA, L.; CAMARGO, T.; PLÁCIDO, T. Ligação entre o M. D. Anderson Symptom Inventory-Head and Neck Module e a Classificação Internacional de Funcionalidade, para avaliação de pacientes com câncer de cabeça e pescoço. **Revista Brasileira de Cancerologia**, v. 57, n. 1, p. 49-55, 2011.
- CASTANEDA, L.; PLACIDO, T. Ligação do King's Heath Questionário com a Classificação Internacional de Funcionalidade, Incapacidade e Saúde, para avaliação de pacientes com incontinência urinária pós cirurgia oncológica ginecológica. **Acta Fisiátrica**, v. 17, n. 1, p. 18-21, 2009.
- CIEZA, A.; GEYH, S.; CHATTERJU, S.; KOSTANKSEK, N.; USTUB, B.; STUCKI, G. ICF linking rules: an update bases on lessons learned. **Journal of Rehabilitation Medicine**, v. 37, n. 4, p. 212-218, 2005.
- COSTA, A. J. Metodologias e indicadores da capacidade funcional: análise preliminar do Suplemento Saúde da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD Brasil, 2003. **Ciência e Saúde Coletiva**, v. 11, n. 4, p. 927-940, 2008.
- FAYED, N.; CIEZA, A.; BICKENBACK, J. Linking health and health-related information to the ICF: a systematic review of the literature from 2001 to 2008. **Disability and Rehabilitation**, v. 33, n. 21-22, p. 1941-1951, 2011.
- GEYH, S.; CIEZA, A.; KOLLERITS, B.; GRIMBY, G.; STUCKI, G. Content comparison of health-related quality of life measures used in stroke based on the international classification of functioning, disability and health (ICF): a systematic review. **Quality of Life Research**, v. 16, n. 5, p. 833-851, 2007.
- GLASSEL, A.; FINGER, M. E.; CIEZA, A.; TREITER, C.; COENEN, M.; ESCORPIZO, R. Vocational rehabilitation from the client's perspective using the international classification of functioning, disability and health (ICF) as a reference. **Journal of Occupational Rehabilitation**, v. 21, n. 2, p. 167-178, 2011.
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios**. Um panorama da saúde no Brasil – Acesso e utilização dos serviços, condições de saúde e fatores de risco e proteção à saúde 2008. Rio de Janeiro, 2010. Disponível em: <[http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/panorama\\_saude\\_brasil\\_2003\\_2008/defaulttab\\_pdf\\_2.shtml](http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/panorama_saude_brasil_2003_2008/defaulttab_pdf_2.shtml)>. Acesso em: 15 set. 2013.
- KAHAN, F.; AMATYA, B. Use of the International Classification of Functioning, Disability and Health to describe patient-reported disability: a comparison of Guillain Barré syndrome with multiple sclerosis in a community cohort. **Journal of Rehabilitation Medicine**, v. 42, n. 8, p. 708-714, 2009.
- LIMA-COSTA, M. F.; BARRETO, S. M.; GIATTI, L. Condições de saúde, capacidade funcional, uso de serviços de saúde e gastos com medicamentos da população idosa brasileira: um estudo descritivo baseado na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 19, n. 3, p. 735-743, 2005.

McDERMOTT, S.; TURK, M. A. The myth and reality of disability prevalence: measuring disability for research and service. **Disability and Health**, v. 4, n. 1, p. 1-5, 2011.

OLIVEIRA, L. A.; SIMÕES, C. C. O IBGE e as pesquisas populacionais. **Revista Brasileira de Estudos de População**, v. 22, n. 20, p. 291-302, 2005.

OPAS – Organização Panamericana de Saúde; OMS – Organização Mundial da Saúde. **CIF: Classificação Internacional de Funcionalidade, Incapacidade e Saúde**. São Paulo: Edusp, 2003.

PARAYBHA, M. I.; VERAS, R. Diferencias sociodemográficos no declínio funcional em mobilidade física entre os idosos no Brasil. **Ciência e Saúde Coletiva**, v. 13, n. 4, p. 1257-1264, 2008.

RATY, S.; AROMAA, A.; KOPONEN, P. **Measurement of physical functioning in comprehensive e national health surveys** – ICF as a framework. Oakland: National Public Health Institute, 2003. Disponível em: <[http://www.euhsid.org/docs/HISHESphase2\\_sub4.pdf](http://www.euhsid.org/docs/HISHESphase2_sub4.pdf)>. Acesso em: 05 jan. 2011.

SCHEPERS, V. D.; KETELAAN, M.; VAN DE PORT, N.; VISSER-MERLY, J. M.; LINDEMANN, E. Comparing contents of functional outcome measures in stroke rehabilitation using the International Classification of Functioning, Disability and Health. **Disability and Rehabilitation**, v. 29, n. 3, p. 221-230, 2007.

TRAVASSOS, C.; VIACAVAL, F.; LAGUARDIA, J. Os Suplementos Saúde na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) no Brasil. **Revista Brasileira de Epidemiologia**, v.11, n.1, p. 98-112, 2008.

VIACAVAL, F.; DACHS, N.; TRAVASSOS, C. Os inquéritos domiciliares e o Sistema Nacional de Informações em Saúde. **Ciência e Saúde Coletiva**, v. 11, n. 4, p. 863-869, 2006.

WALDMAN, E. Inquéritos populacionais: aspectos metodológicos, operacionais e éticos. **Revista Brasileira de Epidemiologia**, v. 11, n. 3, p. 168-179, 2008.

WHO – World Health Organization. **The International Classification of Functioning, Disability and Health**. WHO, 2001.

## Sobre os autores

*Luciana Castaneda* é mestre em Saúde Coletiva pelo Instituto de Estudos em Saúde Coletiva da Universidade Federal do Rio de Janeiro. Fisioterapeuta, professora do Instituto Brasileiro de Medicina de Reabilitação – Laureate Universities.

*Shamyr Sulyvan de Castro* é doutor em Saúde Pública pela Faculdade de Saúde Pública da Universidade de São Paulo. Fisioterapeuta, professor adjunto do Departamento de Fisioterapia Aplicada – Instituto de Ciências da Saúde (ICS) – Universidade Federal do Triângulo Mineiro (UFTM).

*Ligia Bahia* é doutora em Saúde Pública pela Escola Nacional de Saúde Pública da Fundação Oswaldo Cruz. Médica, professora adjunta do Instituto de Estudos em Saúde Coletiva da Universidade Federal do Rio de Janeiro.

## Endereço para correspondência

Luciana Castaneda  
Praia de Botafogo, 158  
22220-001 – Rio de Janeiro-RJ, Brasil

## Abstract

*Disability Constructs of the Brazilian National Household Survey (PNAD): An analysis based on the International Classification of Functioning, Disability and Health (ICF)*

The objective of this paper is to identify content common to the (PNAD) and the International Classification of Functioning, Disability and Health (ICF). The study is methodologically descriptive. The first stage of the research consisted of the identification of the blocks present in the data collection instrument whose content was related to functioning, disability and health. Next the meaningful content of the blocks and modules were selected. Finally the meaningful contents were extracted and coded for the ICF categories. The most common domains were those related to activities and participation, followed by those of bodily functions. Only one content was related to environmental factors. The study showed that the ICF is a tool with wide applicability in information systems of primary data. Due to its universal language and biopsychosocial perspective, the ICF should be further explored in the field of epidemiology.

**Keywords:** Health surveys. International Classification of Functioning, Disability and Health. Data collection. Information systems. Epidemiology.

## Resumen

*Constructos sobre la discapacidad presentes en la Encuesta Nacional de Hogares de Brasil (PNAD): un análisis basado en la Clasificación Internacional del Funcionamiento, de la Discapacidad y de la Salud (CIF)*

El objetivo de este trabajo es identificar los constructos relacionados con la discapacidad presentes en la Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), considerando como herramienta teórica la Clasificación Internacional del Funcionamiento, de la Discapacidad y de la Salud (CIF). Se trata de un estudio metodológico de tipo descriptivo. La primera etapa de la investigación comprendió la identificación de los módulos del instrumento que incluían contenidos referentes al funcionamiento, la discapacidad y la deficiencia. Posteriormente, los contenidos significativos fueron extraídos y codificados según las categorías de la CIF. Se encontró que los dominios más frecuentes eran los relacionados con las actividades y la participación, seguidos por aquellos vinculados con las funciones del cuerpo. Solo uno de los contenidos estaba relacionado con factores ambientales. El estudio mostró que la CIF es una herramienta con gran aplicabilidad en los sistemas de información de datos primarios. Por su lenguaje universal y la perspectiva biopsicosocial que adopta, la clasificación debe ser más explorada en el campo de la epidemiología.

**Palabras clave:** Encuestas epidemiológicas. Clasificación Internacional del Funcionamiento, de la Discapacidad y de la Salud. Recolección de datos. Sistemas de información; Epidemiología.

Recebido para publicação em 21/01/2013

Aceito para publicação em 03/09/2014



# Pobreza y remesas internacionales Sur-Sur en Paraguay

Pablo Sebastián Gómez\*  
Eduardo Bologna\*\*

La discusión sobre migración y desarrollo está fuertemente vinculada al papel de las remesas internacionales. Sin embargo, no existe consenso sobre los efectos que ellas provocan en las economías de origen y los hogares receptores. El objetivo de este artículo es analizar el efecto de la recepción de remesas regionales en el nivel y la incidencia de la pobreza de los hogares paraguayos. Para ello se utilizan microdatos de la Encuesta Permanente de Hogares de Paraguay de 2009, de la Dirección General de Estadística, Encuestas y Censos (DGEEC). Se consideran remesas regionales las provenientes de Argentina y Brasil. Se utiliza el método de análisis de la puntuación de la propensión (*propensity score analysis*) para construir grupos comparables y aislar el efecto de la recepción de remesas de otras variables que inciden sobre la condición de pobreza de los hogares. Se sugiere que las remesas tendrían un efecto positivo en la incidencia de la pobreza y el alivio de la pobreza extrema. Sin embargo, el resultado no es completamente concluyente, ya que la pobreza no extrema afecta en mayor medida a los hogares receptores de remesas.

**Palabras clave:** Remesas. Pobreza. Inferencia causal. Paraguay.

---

\* Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET), Universidad Nacional de Córdoba, Córdoba, Argentina (pablogomezpsg@yahoo.com.ar).

\*\* Centro de Estudios Avanzados, Universidad Nacional de Córdoba, Córdoba, Argentina (ebologna@gmail.com).

## Introducción

Las remesas internacionales constituyen uno de los tópicos centrales de la relación entre migración y desarrollo. Sin embargo, no existe consenso sobre los efectos que ellas provocan en las economías de origen y los hogares receptores. Para algunos académicos que han desarrollado su trabajo desde el paradigma neoclásico, la emigración es positiva para las áreas de origen porque provee una válvula de escape a la pobreza y el desempleo y genera un flujo de remesas (TAYLOR; DYER, 2009; TAYLOR, 1999). Otros académicos, fundamentalmente vinculados a un enfoque estructuralista, señalan los efectos negativos para las áreas de origen, entre ellos, el drenaje de población hacia las áreas receptoras; la creciente dependencia de las remesas; su canalización hacia bienes de consumo y no de inversión, lo que contribuye a la diferenciación social y económica; la inflación de los precios de la tierra y su concentración en unos pocos propietarios (CANALES, 2008; MÁRQUEZ, 2010; WISE; MÁRQUEZ, 2007). Gran parte de estos debates ha estado centrada en procesos migratorios Sur-Norte, por lo que en este artículo se pretende aportar evidencia empírica sobre lo que ocurre en un sistema migratorio Sur-Sur de relevancia para América Latina.

El patrón más ampliamente estudiado de las migraciones internacionales es el que gruesamente puede denominarse “Sur-Norte”, intentando referirse con esta expresión simplificada a desplazamientos que se dirigen desde áreas con escaso desarrollo hacia las más atractivas por sus posibilidades laborales, sus expectativas de ingreso, entre otras características. Es difícil estimar cuantitativamente el volumen de las migraciones entre estas dos mega-regiones, ya que el recorte no es unívoco, puesto que diversos organismos las clasifican de manera diferente, teniendo en cuenta el ingreso per cápita o el valor del Índice de Desarrollo Humano (IDH).

Ratha y Shaw (2007) estiman que casi la mitad de los migrantes provenientes de los países en desarrollo residen en otros países de similar nivel, es decir que la migración entre países del Sur es casi tan grande como la que se dirige al Norte global. No obstante, no hay una definición unívoca del “Sur”, una noción que incluso no está relacionada con la posición geográfica (BAKEWELL, 2009), por lo que el interés de una clasificación así de amplia no es tanto de orden geográfico, sino que reside en el hecho que permite ilustrar la diferencia en la composición y las motivaciones de los desplazamientos que suceden:

- entre países separados por una amplia brecha de desarrollo económico, hacia los que la migración implica recorrer grandes distancias, sortear barreras legales rígidas y a menudo superar diferencias de idioma;
- entre países con diferencias más leves en su desarrollo económico, que comparten una posición periférica en el mundo, cuyas fronteras son permeables y que reconocen gradaciones dentro de ellos desde áreas fronterizas poco diferenciadas internacionalmente hasta grandes ciudades.

Si los determinantes económicos son centrales al momento de explicar los primeros, lo son menos cuando se discuten los flujos intrarregionales. En estos últimos casos, las redes horizontales (de ayuda mutua) y verticales (de contratación o tráfico), así como la

reunificación familiar, son condicionantes de mayor peso explicativo que los desequilibrios en la distribución de la demanda de mano de obra. Por lo tanto, las migraciones llamadas “Sur-Sur” tienen especificidades que requieren un estudio diferenciado.

Argentina ha constituido un polo histórico de los flujos Sur-Sur, aceptando la denominación para aquellos que suceden dentro de las regiones periféricas. Este país ha recibido migrantes de Paraguay, Bolivia, Perú y Chile principalmente (MARSHALL; ORLANSKY, 1983). En el caso específico de Paraguay, la economía doméstica de los hogares receptores está afectada fuertemente por las remesas y existen dinámicas de autoselección que conectan ciertos hogares con espacios del Norte (España y Estados Unidos) y otros con espacios del Sur (Argentina y Brasil) (GÓMEZ, 2013). Efectivamente, según el origen del flujo monetario es posible establecer dos macrosistemas migratorios en Paraguay: uno vinculado al Norte y otro al Sur. Dos características son relevantes en este sentido: a) considerando a la población en general, los hogares receptores no son los de menores ingresos, y b) aquellos que reciben remesas de Estados Unidos o España tienen mejor posición socioeconómica que aquellos que las reciben de Argentina y Brasil (GÓMEZ, 2013). Estas dinámicas diferenciales también implican especificidades de las características sociodemográficas de los hogares y de las modalidades de envío, recepción y uso de las remesas internacionales (GÓMEZ, en prensa).

El objetivo de este trabajo es analizar el efecto de las remesas internacionales provenientes de Argentina y Brasil en los niveles de pobreza de los hogares paraguayos. El artículo está organizado de la siguiente manera: en la primera sección se aborda la importancia de las remesas para la economía paraguaya; en la segunda se exponen los antecedentes relativos a la relación entre las remesas y la pobreza en las áreas de origen. La tercera sección está destinada a presentar la fuente de datos utilizada y las estadísticas descriptivas sobre la pobreza y las remesas en Paraguay. En la cuarta parte se expone y aplica la metodología *propensity score analysis* para evaluar el efecto de las remesas internacionales en la pobreza. Se utiliza para ello el paquete MatchIt (HO et al., 2007, 2011) del *software* R (THE R CORE TEAM, 2014). En la quinta sección se discuten los resultados obtenidos y se presentan las conclusiones.

## **Evolución y características de las remesas en Paraguay**

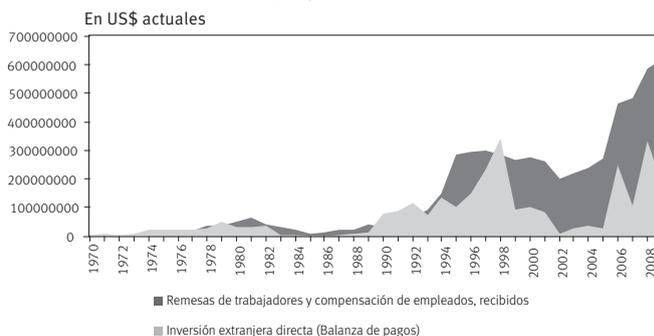
La Argentina es el principal país de origen de las remesas que recibe Paraguay provenientes del Sur global, constituyendo un corredor Sur-Sur de relevancia para la región. La historia de la migración paraguaya hacia la Argentina es de larga data (AYALA, 1941; RIVAROLA, 1980), y hay registros de 3.300 paraguayos residiendo en ese país ya en el censo de 1869. En el relevamiento censal de 1895 el registro alcanzó las 14.500 personas, y en el de 1914 el volumen casi duplicó ese número (BROWNING; GILLESPIE, 1979). Según estimaciones de Browning y Gillespie (1979), hacia el final de la Segunda Guerra Mundial (1947) los paraguayos viviendo en Argentina eran 93.000, y en 1960, 155.000.

Según el censo de 2001 esta cifra se duplicó con creces, alcanzando las 325.046 personas, lo que representaba el 0,9% de la población total y el 21,2% de la población

extranjera residente en ese país. De acuerdo a los datos del relevamiento de 2010, los paraguayos que viven en Argentina han crecido hasta las 550.713 personas, constituyen el 1,4% de la población total y el 30,5% de la población extranjera (INDEC, 2012). La emigración hacia Brasil, aunque mucho menor, también se inició inmediatamente después de la Guerra de la Triple Alianza (1864-1870). Los paraguayos emigrados se ubicaron primeramente en las zonas rurales sobre todo, en el estado de Mato Grosso; a partir de 1950 los destinos de esta emigración se diversificaron y se dirigieron hacia las grandes metrópolis, en especial São Paulo (PALAU; FISCHER; PEREZ, 1997). Según los datos de los dos últimos censos se pasó de 28.822 personas en la ronda del 2000 a 40.000 en la del 2010 (OIM, 2011).

Según estimaciones del Banco Mundial, en Paraguay las remesas internacionales han experimentado un incremento importante, fundamentalmente en la década de 1990. En el Gráfico 1 se puede apreciar la evolución de las remesas internacionales y su comparación con el flujo de inversión extranjera directa. Como se observa, en la década de 1990 se produjo un crecimiento de magnitud hasta 1995 que luego se revirtió hasta 2002, momento en que comenzó a crecer en forma sostenida.

**GRÁFICO 1**  
**Entradas anuales de dólares estadounidenses por remesas e inversión extranjera directa**  
**Paraguay – 1975-2009**



Fuente: World Development Indicators (WDI), World Bank (2013).

La importancia cuantitativa, así como la sostenibilidad en el tiempo de las remesas que reciben algunos hogares de Paraguay, sugieren la necesidad de ampliar los estudios de modo que contribuyan a dar cuenta de las consecuencias que estos ingresos tienen para los hogares que los reciben.

En la Tabla 1 se presentan diferentes indicadores de migración y remesas. Según esta información, más del 12% de los hogares paraguayos recibe remesas y más del 10% tiene miembros que han emigrado al exterior en los últimos 5 años. En cuanto a la procedencia de las remesas, se observan dos países principales, Argentina (63,2%) y España (29,8%), seguidos muy por debajo por Brasil y Estados Unidos, que no representan una magnitud de importancia.

Parrado y Cerrutti (2003) señalan que el flujo migratorio paraguayo más relevante, que se dirige hacia Argentina, se relaciona con las características individuales de los migrantes,

la extensión de las redes sociales y la experiencia, pero también con los cambios en las condiciones macroeconómicas. Los resultados de su estudio muestran que este flujo migratorio es muy sensible a las fluctuaciones de las condiciones macroeconómicas, particularmente a los diferenciales de ingresos y los cambios en la valuación del peso argentino.

**TABLA 1**  
**Hogares vinculados a la migración y las remesas**  
**Paraguay – 2009**

Tipo de hogar	Porcentaje sobre el total de hogares paraguayos
Hogares receptores de remesas	12,2
Hogares con miembros en el exterior (últimos 5 años)	10,7
Procedencia de las remesas en hogares receptores	
País de origen	Porcentaje
Argentina	63,17
España	29,83
Brasil	2,39
Estados Unidos	2,03
Otro	2,58

Fuente: Encuesta Permanente de Hogares, 2009 (DGEEC, 2009a).

## Remesas y pobreza

### *Antecedentes*

La mayoría de los estudios empíricos sobre el tema señalan que las remesas provenientes de la migración internacional reducen la pobreza en los países receptores (ACOSTA et al., 2008; ADAMS; PAGE, 2005; ADAMS, 2006a, 2006b, 2011; HOBBS; JAMESON, 2012; TAYLOR; MORA; ADAMS, 2005; YANG; MARTÍNEZ, 2006). Sin embargo, en algunas circunstancias se encontró que el efecto del ingreso proveniente de las remesas en la reducción de la pobreza es sumamente pequeño y que depende del porcentaje de los hogares receptores que pertenecen a los quintiles de ingresos inferiores, en los que los efectos serían mayores (ACOSTA; FAJNZYLBBER; LÓPEZ, 2007).

Se han encontrado efectos positivos de las remesas en la pobreza y la salud, y efectos negativos en la participación laboral, la educación y el crecimiento económico (ADAMS, 2011). Para Adams (2011), la importancia de examinar el impacto de las remesas en la pobreza o la desigualdad radica en que en la mayoría de las situaciones estas representan entre un 30% y un 40% del ingreso total de los hogares receptores, según los hallazgos realizados en varios contextos migratorios, por ejemplo, México (MASSEY; ALARCON; DURAND, 1990), República Dominicana y Guatemala (ITZIGSOHN, 1995).

En uno de los trabajos quizás más amplios sobre el tema, Adams y Page (2005) utilizan encuestas de hogares de 71 países para analizar el impacto de las remesas en la pobreza. Los resultados indican que un aumento del 10% en la proporción de migrantes internacionales de un país dará lugar a una disminución del 2,1% en la proporción de personas que viven

con menos de US\$ 1,00 por persona por día; de manera similar, un aumento del 10% de las remesas internacionales per cápita conducirá a una disminución del 3,5% de la proporción de personas viviendo en la pobreza.

Taylor, Mora y Adams (2005) concluyen también que en México la migración internacional y las remesas reducen la pobreza. Estos autores utilizan datos nacionales y regionales de encuestas del país para concluir que las remesas internacionales incrementan levemente la desigualdad entre los ingresos regionales y reducen la pobreza. Según los autores, los resultados refuerzan los argumentos de Stark, Taylor y Yitzhaki (1986), que postulan que la expansión de la migración tiene inicialmente efectos que acentúan las desigualdades en la distribución del ingreso rural, pero posteriormente, cuando la población accede en mayor medida a la migración, los efectos de las remesas en el ingreso rural se tornan más equitativos (o menos desiguales). Según Taylor, Mora y Adams (2005), esto podría explicar las inconsistencias del efecto estimado de las remesas en la desigualdad de los ingresos, ya que se utilizan datos de economías con diferentes niveles de integración de los migrantes en el mercado laboral. Además de estos efectos positivos sobre la desigualdad, las remesas internacionales reducen la pobreza, mucho más aún que las remesas internas. Este efecto es mayor cuando los migrantes están más integrados en las economías de destino. La dimensión temporal, según estos autores, es lo que explica gran parte de los resultados dispares en el estudio del efecto de las remesas en la pobreza.

Del mismo modo, Adams (2006a, 2006b) concluye que las remesas disminuyen la pobreza a partir de sus estudios sobre Guatemala y Ghana. El autor utiliza encuestas representativas de hogares y estima el ingreso contrafáctico de los hogares con y sin migrantes utilizando estimaciones econométricas para predecir el ingreso con y sin remesas. Después de controlar por la causalidad inversa y el sesgo de selección, encuentra que las remesas internas e internacionales reducen los niveles, la profundidad y la severidad de la pobreza en Ghana. Sin embargo, la magnitud de la reducción depende del tipo de remesas recibidas (internas o internacionales) y de la forma en que se mida la pobreza. Se reportan resultados similares para el caso de Guatemala.

Acosta et al. (2008) examinan el impacto de las remesas en 10 países de América Latina. Los autores construyen un escenario contrafactual comparando los niveles observados de pobreza con los que se hubieran registrado en una situación sin migración ni remesas en los hogares, a través del método de corrección propuesto por Heckman (1979). Los autores concluyen que la migración y las remesas tienen efectos estadísticamente significativos en la reducción de la pobreza, y que esta incidencia se produce básicamente mediante el incremento del ingreso per cápita en los países receptores de remesas. Los efectos en la pobreza varían según los diferentes países de América Latina: en aquellos en los que los hogares receptores se concentran en los estratos más bajos de la distribución del ingreso, como Ecuador, El Salvador, Guatemala, México y Paraguay, se advierte una mayor reducción de la pobreza atribuible a las remesas. El hecho de que los hogares receptores se encuentren entre los estratos socioeconómicos más desfavorecidos obedece a los bajos costos de la

migración en relación con el ingreso y a la relativa proximidad de los principales países de destino, como en los casos de México y Paraguay.

Hobbs y Jameson (2012) examinan el impacto de las remesas en la pobreza en Nicaragua. Los autores utilizan la corrección propuesta por Heckman (1979) para predecir el escenario contrafáctico del consumo de los hogares según el supuesto de “no-migración”. Encuentran que la migración hacia Costa Rica provoca un incremento del consumo per cápita de los hogares de los sectores socioeconómicos más bajos, mientras que la migración hacia los Estados Unidos produce un aumento del consumo per cápita de aquellos ubicados en los quintiles de ingresos medios.

La mayoría de estos trabajos fueron realizados con una perspectiva económica, utilizando diferentes variantes de instrumentos econométricos y tomando en consideración una visión restringida y acotada de la definición de las remesas. Sin embargo, diversos autores señalan la necesidad de trascender esta definición meramente estadística (CANALES, 2008; MÁRQUEZ, 2010; WISE; MÁRQUEZ, 2007). Para ellos, las remesas internacionales no son solo dinero que los migrantes envían a sus familiares, son recursos salariales<sup>1</sup> destinados a cubrir la subsistencia de los dependientes. Su función principal es la de reemplazar el salario, por lo que es un error teórico atribuirle propósitos de política pública (MÁRQUEZ, 2010).

Según la revisión bibliográfica realizada para este artículo, los trabajos que han utilizado el enfoque de la puntuación de la propensión para evaluar específicamente el impacto de las remesas en la pobreza son los de Esquivel y Huerta Pineda (2007) en México, Sharma (2011) en Sri Lanka, Jiménez-Soto y Brown (2012) en Tonga, Chukwuone et al. (2012) en Nigeria y López-Videla y Machuca (2014) en Bolivia.

### *La medición del efecto de las remesas*

Para Jiménez-Soto y Brown (2012), gran parte de la discusión en el estudio del impacto de las remesas en la pobreza es metodológica, y se concentra en la forma de medir ese efecto. La importancia de la cuestión metodológica se explica porque la medición presenta dos problemas ampliamente conocidos:

- las remesas no pueden ser tratadas simplemente como una variable exógena al ingreso de los hogares receptores, ya que de esa forma se ignora lo que los migrantes podrían haber ganado si la emigración no hubiera ocurrido;
- no puede asumirse que los hogares receptores de remesas sean una muestra aleatoria del total de los hogares. Por el contrario, la pertenencia al grupo de los receptores es el resultado de un complejo conjunto de variables de nivel individual, del hogar y de las comunidades.

Esto ha dado origen a numerosos métodos para estimar el impacto de las remesas en la pobreza cuando se cuenta con datos de encuestas. Jiménez-Soto y Brown (2012) proponen una clasificación sencilla de estos métodos:

---

<sup>1</sup> En el caso de Paraguay estos recursos salariales son generados en condiciones específicas de inserción laboral. Véanse Bruno (2012), Maguid y Bruno (2010) y Cerrutti y Parrado (2007).

- aquellos que apelan a modelos que utilizan variables instrumentales para estimar las tasas de pobreza observadas;
- aquellos que comparan las tasas de pobreza de los hogares con y sin remesas estimando el ingreso (contrafáctico) de los hogares si no las recibieran.

El primero en utilizar el abordaje contrafáctico en la literatura sobre la migración y las remesas fue Adams (1989), y el procedimiento fue refinado por Barham y Boucher (1998).

## Datos

En este trabajo se utiliza como fuente de datos la Encuesta Permanente de Hogares 2009 (EPH2009) de la Dirección General de Estadística, Encuestas y Censos (DGEEC), realizada por la Secretaría Técnica de Planificación del Desarrollo Económico y Social de la Presidencia de la República del Paraguay. El objetivo principal de esta encuesta es generar datos relacionados con el empleo, el desempleo, los ingresos y otras características sociales y económicas que permitan conocer la evolución del bienestar de la población paraguaya. La encuesta cubre todos los departamentos del país, excluyendo Alto Paraguay y Boquerón, que representan menos del 2% de la población total. El tamaño de la muestra es de 4.439 hogares y 18.419 individuos. El levantamiento de los datos se realizó entre octubre y diciembre de 2009. El marco utilizado para la selección de la muestra estuvo constituido por “segmentos”, conformados a partir del Censo Nacional de Población y Viviendas 2002. En el ámbito urbano, los segmentos utilizados como unidades primarias de muestreo (UPM) fueron el conjunto de áreas de empadronamiento contiguas hasta alcanzar un promedio de 30 viviendas; en las áreas rurales, en tanto, las UPM se crearon también a partir de las áreas de empadronamiento, que contienen en promedio 35 viviendas.

Las variables de estratificación consideradas fueron el departamento geográfico y el área de residencia. Para la EPH2009 se establecieron 31 estratos, que comprendían a Asunción más los 15 departamentos, divididos cada uno en estratos urbanos y rurales. Por lo tanto, la encuesta está orientada a ser representativa de todo el país, por área urbano-rural de residencia y para los departamentos de San Pedro, Caaguazú, Itapúa, Alto Paraná y Central, más Asunción.

La encuesta posee un módulo sobre empleo e ingreso laboral que indaga sobre la composición de los ingresos mensuales que reciben los miembros del hogar mayores de 10 años. El ítem sobre remesas internacionales corresponde a la categoría “ayuda familiar del exterior” de algún miembro del hogar. Además, se relevan los ingresos provenientes de la ocupación principal, de la ocupación secundaria y de otras ocupaciones (si las hubiera), ingresos por alquileres o rentas, por jubilaciones o pensiones, transferencias familiares regulares en dinero provenientes del país, prestaciones por divorcios y otros ingresos.

Los indicadores de pobreza utilizados son los construidos por la DGEEC (2009b), que estima la proporción de población en situación de pobreza mediante la aplicación del método de la Línea de Pobreza a los datos provenientes de las encuestas de hogares. En este sentido, se define como población pobre a aquel conjunto de personas residentes en hogares cuyo nivel de bienestar (medido a través del ingreso) es inferior al costo de una canasta básica de

consumo, constituida por el conjunto de bienes y servicios que satisfacen ciertos requerimientos mínimos, tanto alimentarios como no alimentarios, para la sobrevivencia humana.

La Línea de Pobreza se construye estimando primero el costo de una canasta básica de alimentos, cuyo contenido calórico y proteico satisfaga los requerimientos nutricionales, para luego añadirle el costo de la canasta básica no alimentaria, compuesta por otros bienes y servicios esenciales relacionados con la vivienda, la vestimenta, la educación, entre otros aspectos. El costo mensual por persona de la canasta de alimentos se denomina Línea de Pobreza Extrema (LPE), y el de la canasta total recibe el nombre de Línea de Pobreza Total (LPT).

Como puede observarse en la Tabla 2, en 2009 el 35,1% de la población de Paraguay era pobre y el 18,8% se encontraba en una situación de pobreza extrema. Estas proporciones eran aún mayores en las áreas rurales, donde casi el 50% de la población se encontraba en situación de pobreza y el 32,4% en condiciones de pobreza extrema. Estos datos ilustran las disparidades entre los espacios rurales y los urbanos. De hecho, los menores porcentajes de pobreza y pobreza extrema se registraban en Asunción.

**TABLA 2**  
Incidencia absoluta y relativa de la pobreza, por área y dominio  
Paraguay – 2009 (1)

Dominio	Población total	Población pobre		Población pobre extrema	
		N.	Porcentaje	N.	Porcentaje
<b>Total país</b>	<b>6.244.981</b>	<b>2.191.857</b>	<b>35,1</b>	<b>1.175.331</b>	<b>18,8</b>
<b>Área urbana</b>	<b>3.663.546</b>	<b>905.252</b>	<b>24,7</b>	<b>340.121</b>	<b>9,3</b>
Asunción	505.538	106.470	21,1	44.236	8,8
Central urbano	1.722.170	471.525	27,4	134.092	7,8
Resto urbano	1.435.838	327.257	22,8	161.793	11,3
<b>Área rural</b>	<b>2.581.435</b>	<b>1.286.605</b>	<b>49,8</b>	<b>835.210</b>	<b>32,4</b>

Fuente: Encuesta Permanente de Hogares, 2009 (DGEEC, 2009a).

(1) Esta tabla utiliza los factores de expansión de la encuesta.

Como se aprecia en la Tabla 3, la comparación directa de los porcentajes de pobreza entre los hogares que reciben remesas del Sur global y aquellos que no lo hacen muestra que la incidencia de la pobreza extrema y no extrema es mayor en los hogares receptores. Asimismo, la proporción de hogares no pobres es menor entre los receptores. A fin de observar solo los efectos de las remesas regionales, las dos categorías que se eligieron fueron los hogares que reciben remesas desde Argentina o Brasil y aquellos que no reciben remesas ni internacionales ni internas.

**TABLA 3**  
Estatus de pobreza de los hogares, según condición perceptora de remesas  
Paraguay – 2009

Estatus de pobreza	Remesas del Sur global		No recibe remesas		$\chi^2$	p
	N.	Porcentaje	N.	Porcentaje		
Pobreza extrema	55	20,0	571	18,0	145.201	0.001
Pobreza no extrema	57	21,0	423	13,0		
No pobre	165	60,0	2230	69,0		

Fuente: Encuesta Permanente de Hogares, 2009 (DGEEC, 2009a).

## Metodología: efectos de las remesas en la pobreza

Como señalan diversos autores (ADAMS, 2011; MCKENZIE; SASIN, 2007; YANG; MARTÍNEZ, 2006), hay al menos cuatro complicaciones metodológicas para evaluar el impacto de las remesas: simultaneidad, causalidad inversa, sesgo de selección y sesgo por variables omitidas.

La primera se refiere a que muchas decisiones sobre la migración internacional, las remesas o la educación se toman simultáneamente, por lo que la posibilidad de establecer una secuencia cronológica que permita pensar en relaciones de causalidad potenciales es incierta. La causalidad inversa entre las remesas y la pobreza se presenta porque las remesas pueden reducir la pobreza, pero al mismo tiempo los niveles de pobreza pueden influir en el monto de las remesas recibidas; nuevamente en este caso la posibilidad de establecer un antecedente y un consecuente es dudosa. El sesgo de selección se refiere a la selectividad de las personas que tienden a migrar y a recibir remesas. Por ejemplo, si los hogares con mayores niveles educativos o ingresos tienen más probabilidad de recibir remesas, es imposible identificar el efecto de estas simplemente comparando las características de los hogares con y sin migrantes. Finalmente, cuando la recepción de remesas está influida por características inobservables surge el problema de las variables omitidas, es decir, aquellas que no son captadas por el instrumento que se usa para observar el fenómeno, que pueden influir sobre la recepción de remesas y sobre la pobreza al mismo tiempo.

Existen diversas metodologías para hacer frente a estos problemas. Aquí se utiliza la del “análisis de la puntuación de la propensión” (*propensity score analysis*) (GUO; FRASER, 2010; HO et al., 2007, 2011; ROSENBAUM; RUBIN, 1983, 1985) a fin de construir grupos de comparación que asemejen las condiciones de un diseño experimental, en el que sea posible la atribución de causalidad. Se generan así dos grupos entre los que comparar: el *grupo 1*, que recibe remesas, y el *grupo 2*, que no las recibe pero que es similar al otro en un conjunto de variables de control previamente seleccionadas. El foco de esta metodología consiste en estimar cuáles habrían sido el ingreso de los hogares y las tasas de pobreza si no se hubiesen recibido remesas. El procedimiento se realiza mediante el paquete MatchIt (HO et al., 2007, 2011) del *software* R (THE R CORE TEAM, 2014).

El método de análisis de la puntuación de la propensión es un procedimiento estadístico relativamente nuevo e innovador que ha probado ser útil en la evaluación de los efectos de algún “tratamiento” cuando se utilizan datos no experimentales, es decir, que provienen de observaciones no controladas (THOEMMES; KIM, 2011). Su aplicación involucra tres pasos (GUO; BARTH; GIBBONS, 2006; GUO; FRASER, 2010).

El primero es la estimación de la puntuación de la propensión, que requiere que se identifiquen las variables cuyos efectos serán bloqueados en la comparación. El segundo es el apareo (*matching*) de los hogares tratados con los no tratados en función de su puntuación en la propensión, cuyo resultado es una sub-muestra de la original, por lo que este paso se llama re-muestreo. De este modo, los hogares que reciben remesas son pareados con otros

similares, excepto por el hecho que no las reciben. La literatura reconoce dos algoritmos para hacer el pareo: “el vecino más cercano” y “el vecino más cercano dentro de un calibrador” (GUO; BARTH; GIBBONS, 2006; GUO; FRASER, 2010). El tercer paso es el análisis de los efectos del tratamiento basado en las muestras.

En el presente estudio se estima la probabilidad de recibir remesas desde Argentina o Brasil en hogares paraguayos como función de características observables del hogar y del jefe del hogar, luego se establece un *ranking* de hogares receptores y no receptores en función de su puntuación en la propensión. A continuación se realiza un apareo entre hogares receptores y no receptores según sus puntuaciones similares en la propensión. Con estos grupos de comparación se calculan las diferencias en los niveles de pobreza. Dado que se analiza el efecto de las remesas provenientes del Sur, no se consideran los hogares receptores de remesas de otros países (en particular Estados Unidos y España) ni del interior del país. El objetivo es trabajar específicamente con el efecto de las remesas regionales en Paraguay.

### Paso 1: Estimación de la puntuación de la propensión

Rosenbaum y Rubin (1985) definen la puntuación de la propensión para los sujetos  $i$  ( $i=1, \dots, N$ ) como la probabilidad condicional de ser asignado a un particular tratamiento ( $W_i=1$ ) versus el no tratamiento ( $W_i=0$ ) dado un vector de covariables observadas  $x_i$ :

$$e(x_i) = pr(W_i = 1 | X_i = x_i) \quad (1)$$

Generalmente este valor es estimado mediante una regresión logística. Rosenbaum y Rubin (1985) sugieren usar el logit de la probabilidad predicha como puntuación de la propensión (*ej*:  $q(x) = \log [(1-\hat{e}(x))/\hat{e}(x)]$ ), porque la distribución de  $q(x)$  aproxima una distribución normal<sup>2</sup>.

Las principales variables incluidas en el modelo de regresión logística se muestran en la Tabla 4, en la que se presentan los datos estadísticos descriptivos y el análisis bivariado. De los 3.501 hogares paraguayos que componen el universo muestral de la EPH2009, el 7,9% recibe remesas provenientes del Sur global (Argentina y Brasil). El análisis bivariado (chi cuadrado y pruebas  $t$ ) muestra que la mayoría de las variables acusan diferencias estadísticamente significativas entre los dos grupos antes del *matching*, que indican que la distribución de las covariables no está lo suficientemente superpuesta entre el grupo de control y el grupo bajo tratamiento en la muestra original. El conjunto de variables utilizadas toma en cuenta los antecedentes de investigaciones que utilizaron el mismo enfoque (CLÉMENT, 2011; ESQUIVEL; HUERTA-PINEDA, 2007; JIMÉNEZ-SOTO; BROWN, 2012; LÓPEZ-VIDELA; MACHUCA, 2014; SHARMA, 2011), además de razones teóricas que llevan a determinar las variables que se desea

<sup>2</sup> En la literatura sobre este tema (ROSENBAUM; RUBIN, 1985; GUO; BARTH; GIBBONS, 2006; GUO; FRASER, 2010), la cantidad  $q(x)$  es también denominada puntuación de la propensión, aunque  $q(x)$  difiera de  $\hat{e}(x)$  en función de la ecuación precedente. En este trabajo se sigue la convención de referir  $\hat{e}(x)$  como la puntuación de la propensión. El lector debe tener en consideración que se puede usar una transformación logit de  $\hat{e}(x)$ , ya que  $q(x)$  tiene propiedades que la hacen más manejable que  $\hat{e}(x)$ .

“bloquear”<sup>3</sup>. Se construye así un grupo de comparación constituido por hogares muy similares a los receptores pero que de hecho no reciben remesas ni de Argentina ni de Brasil. Esta primera descripción muestra las principales características de los hogares receptores (véase la Tabla 4):

- mayor proporción de jefatura de hogar femenina;
- mayor edad promedio del jefe de hogar (54,4 años en los receptores y 46,5 años en los otros), diferencia que es estadísticamente significativa;
- mayor proporción de hogares receptores en los que el estado civil del jefe es sin unión;<sup>4</sup>
- menor cantidad de años promedio de escolarización de los jefes de los hogares receptores (4,5) que los no receptores (7,6);
- el idioma principal que hablan los jefes de hogar que reciben remesas es el guaraní;
- menor proporción de personas en edades económicamente activas (18 a 64 años) en los hogares receptores;
- mayor proporción de personas mayores de 64 años en los hogares receptores;
- tipo de hogar extendido como rasgo característico de los receptores;
- mayor proporción de hogares en las áreas rurales;
- mayor tamaño de los hogares receptores (4,5 personas) que de los no receptores (4,2 personas).

## Paso 2: Apareo o remuestreo

Después de obtener las puntuaciones de la propensión estimadas en función de las variables utilizadas en el modelo de regresión logística, se procede a aparear los casos para crear una nueva muestra de aquellos con similares probabilidades de ser asignados al tratamiento (recibir remesas del Sur). El apareo se realiza según los dos algoritmos más utilizados: “vecino más cercano” (*nearest neighbor matching*) y “vecino más cercano dentro de calibrador” (*nearest neighbor matching within a caliper*) (GUO; BARTH; GIBBONS, 2006; GUO; FRASER, 2010).

### Vecino más cercano

$P_i$  y  $P_j$  son las puntuaciones de la propensión para los grupos de tratamiento y de control, respectivamente;  $I_1$  es el grupo de participantes tratados e  $I_0$  el de control. Un “vecindario” ( $C(P_i)$ ) contiene los participantes de control  $j$  ( $j \in I_0$ ) como también el apareo de los participantes tratados  $i$  ( $i \in I_1$ ), si la diferencia absoluta de las puntuaciones de la propensión es la menor entre todos los pares de puntuaciones de la propensión entre  $i$  y  $j$ :

$$C(P_i) = \min \| P_i - P_j \|, j \in I_0 \quad (2)$$

Después de que se encuentra  $j$  para aparear a  $i$ ,  $j$  es removido de  $I_0$  sin reemplazo. Si para cada  $i$  hay solo un  $j$  encontrado que cae dentro de  $C(P_i)$ , entonces el apareo es “vecino

<sup>3</sup> Como el procedimiento balancea satisfactoriamente las covariables seleccionadas, no se incluyen interacciones en el modelo de regresión logística. Véase HO et al. (2007, p. 219).

<sup>4</sup> En la variable “estado civil” la categoría “en unión” incluye casado y unido, en tanto que la categoría “sin unión” considera separado, viudo, soltero y divorciado.

más cercano 1 a 1". Si por cada  $i$  hay  $n$  participantes encontrados que caen dentro de  $C(P_i)$ , entonces el apareo es 1 a  $n$ .

**TABLA 4**  
**Estadísticas descriptivas y modelo de regresión logística para predecir la puntuación de la propensión Paraguay – 2009**

Variables	N.	Porcentaje	Porcentaje remesas Sur	Media	Desviación estándar	gl	Bivariado. $\chi^2$ , t	p	Logística. B	
<b>Jefe de hogar</b>										
Sexo	(Mujer)	905	25,9	40,1			1	32	0,000	-0,689***
	Hombre	2.594	74,1	59,9						
Edad	Sin remesas			46,5	15,0	330	-9	0,000		
	Sur global			54,4	14,3					0,118***
Cuadrado edad	Sin remesas			2385	1533	3497	-8	0,000		
	Sur global			3166	1574					-0,001**
Estado civil	(Sin unión)	862	24,6	35,0			1	17	0,000	-0,103
	En unión	2.637	75,4	65,0						
Años de estudio	Sin remesas			7,6	4,5	380	15	,000		
	Sur global			4,5	3,1					-0,032
Cuadrado años de estudio	Sin remesas			77,7	81,0	498	17	,000		
	Sur global			30,5	40,1					-0,007
Idioma en el hogar	Otros	1.831	52,3	30,7			1	56	0,000	
	(Solo guaraní)	1.668	47,7	69,3						0,289
<b>Hogar</b>										
Proporción <14	Sin remesas			,264	,231	3497	-1	,146		
	Sur global			,285	,227					1,16***
Proporción 18-64	Sin remesas			,604	,267	3497	5	,000		
	Sur global			,521	,266					
Proporción >64	Sin remesas			,081	,219	316	-2	,027		
	Sur global			,114	,244					-0,64
Ingreso secundario	No tiene	2.865	81,9	84,5			1	1	0,242	
	Tiene	634	18,1	15,5						
Tipo de hogar	Unipersonal	278	7,9	8,7			4	111	0,000	
	Nuclear completo	1.850	52,9	23,8						
	Nuclear incompleto	302	8,6	15,2						
	Extendido	985	28,2	49,1						
	Compuesto	84	2,4	3,3						
Área	(Rural)	1.550	44,3	62,1			1	39	0,000	-0,403**
	Urbana	1.949	55,7	37,9						
Tamaño hogar	Sin remesas			4,2	2,1	312,266	-2	,034		
	Sur global			4,5	2,5					
Constante de regresión logística									5,564***	

Fuente: Encuesta Permanente de Hogares, 2009 (DGEEC, 2009a).

Nota: Categoría de referencia entre paréntesis. \* p <0,05; \*\* p <0,01; \*\*\* p <0,001.

### Vecino más cercano dentro de un calibrador

Este método es una combinación de dos abordajes. Se comienza ordenando aleatoriamente los participantes tratados y de control. Se selecciona el primer participante tratado  $i$  y después se encuentra  $j$  como apareo para  $i$ , si la diferencia absoluta de la puntuación de la propensión entre  $i$  y  $j$  cae dentro de un *calibrador*  $\epsilon$  determinado, y si el menor de todos los pares de las diferencias absolutas de la puntuación de la propensión entre  $i$  y los otros  $j$  está dentro del calibrador. Ambos,  $i$  y  $j$ , son posteriormente removidos de la consideración para el próximo apareo y se selecciona el siguiente participante tratado. El tamaño del calibrador es determinado por el investigador, pero en la literatura se sugiere que sea un cuarto de la desviación estándar de  $q(x)$  (ROSENBAUM; RUBIN, 1985), equivalente a  $0,25 \cdot \sigma_q$ . La Tabla 5 presenta el resumen de los esquemas del *matching* aplicados: el tamaño de las nuevas muestras fue de 277 casos. En el apéndice se expone el análisis gráfico del resultado de ambos esquemas del *matching*.

**TABLA 5**  
Esquema del *matching* y tamaño de las nuevas muestras  
Paraguay – 2009

Esquema	Descripción del esquema <i>matching</i> y tamaño de las nuevas muestras	N. de las nuevas muestras	
		Tratamiento	Control
Vecino más cercano	<b>Modelo 1.</b> Puntuación de la propensión basada en regresión logística, apareo uno a uno a través del vecino más cercano	277	277
Vecino más cercano dentro de calibrador	<b>Modelo 2.</b> Puntuación de la propensión basada en regresión logística, <i>matching</i> uno a uno a través de vecino más cercano con calibrador=0,233	277	277

Fuente: Encuesta Permanente de Hogares, 2009 (DGEEC, 2009a).

### Paso 3: Comparación de las nuevas muestras

Con la nueva muestra derivada del proceso de apareo (*matching*) se obtienen grupos comparables o balanceados en relación a la puntuación de la propensión en el tratamiento. El grupo tratado (o experimental) es el compuesto por los hogares que reciben remesas regionales, específicamente desde Argentina o Brasil; el grupo de control (no tratado) es el de los hogares que no reciben remesas desde ningún país de destino de la migración; pero en las variables identificadas en el paso 1 los grupos son homogéneos. La comparación mediante los dos procedimientos produce los resultados que se muestran en la Tabla 6.

Se aprecia que los métodos de apareamiento producen diferencias de poca importancia en el resultado y no modifican la conclusión: la proporción de hogares en situación de pobreza extrema es menor entre los hogares receptores (diferencia estadísticamente significativa). En la misma dirección, la proporción de hogares no pobres es mayor entre ellos. Ambos resultados indican un efecto positivo de la recepción de remesas sobre la pobreza. Sin embargo, esta conclusión debe matizarse, ya que la pobreza no extrema muestra un comportamiento opuesto: afecta en mayor medida a los hogares receptores.

**TABLA 6**  
**Estatus de pobreza de los hogares, según condición perceptora de remesas después del *matching***  
**Paraguay – 2009**

Esquemas	Remesas del Sur global		No recibe remesas		t	p
	Media	Desviación estándar	Media	Desviación estándar		
<i>Esquema 1: vecino más cercano dentro de calibrador</i>						
Pobreza extrema	0,199	0,400	0,329	0,471	3,5038	0,0005
Pobreza no extrema	0,206	0,405	0,155	0,363	-1,5471	0,1224
No pobre	0,596	0,492	0,516	0,501	-1,8838	0,0601
<i>Esquema 2: vecino más cercano</i>						
Pobreza extrema	0,199	0,400	0,264	0,441	1,8165	0,0349
Pobreza no extrema	0,206	0,405	0,202	0,402	-0,1052	0,9162
No pobre	0,596	0,492	0,534	0,500	-1,4570	0,1457

Fuente: Encuesta Permanente de Hogares, 2009 (DGEEC, 2009a).

## Discusión y conclusiones

El objetivo de este trabajo fue aportar evidencia empírica al análisis de un corredor migratorio Sur-Sur de relevancia para América Latina. En Paraguay, las remesas internacionales revisten una importancia creciente en los últimos años, superando a la inversión extranjera directa. Como se pudo observar, el 12,2% de los hogares paraguayos recibe este tipo de flujos monetarios, gran parte de los cuales proviene de Argentina. En ausencia de datos experimentales, el estudio del efecto de las remesas internacionales en la pobreza ha sido un campo de extenso debate metodológico. Como no es posible observar los hogares antes y después de haber recibido las remesas, en este artículo se utilizó la técnica de puntuación de la propensión (*propensity score analysis*). Se emplearon datos de la Dirección General de Estadística, Encuestas y Censos de Paraguay (2009) e indicadores de pobreza construidos por la misma institución. La DGEEC estima la población en situación de pobreza mediante el método de la Línea de Pobreza, considerando una canasta básica de alimentos para la pobreza extrema, a la que luego se añade una canasta no alimentaria de otros bienes esenciales para la pobreza no extrema. Ambos tipos de pobreza tienen mayor incidencia en el área rural —49,8% en el caso de la no extrema y 35,4% en el de la extrema.

Los resultados obtenidos sugieren que en Paraguay las remesas internacionales provenientes del Sur global (Argentina y Brasil) contribuyen a aliviar la situación de pobreza extrema, pero no afectan en la misma magnitud a los hogares en situación de pobreza no extrema.

El resultado coincide en general con los hallazgos de otros autores en cuanto al efecto de la remesas en la reducción de la pobreza en los países receptores, como Adams y Page (2005), Yang; Martínez (2006), Acosta et al. (2008) y Adams (2006a, 2006b, 2011). Pero el matiz sobre los hogares en situación de pobreza no extrema se acerca a lo que encontraron Acosta; Fajnzylber & López (2007), quienes observaron que el efecto del ingreso proveniente

de las remesas en la reducción de la pobreza es muy pequeño y que depende del porcentaje de los hogares receptores que pertenecen a los quintiles de ingresos inferiores, en los que los efectos serían mayores. En ese sentido, el presente análisis sobre los datos de Paraguay de 2009 mostraría que los efectos positivos de las remesas son apreciables solo en los niveles más acentuados de la pobreza. Estos resultados son también consistentes con los de Adams y Page (2005), para quienes el incremento de la proporción de migrantes incide negativamente sobre la proporción de población que vive en extrema pobreza.

Hay también concordancia con los hallazgos de Acosta et al. (2008), para quienes las remesas tienen un efecto estadísticamente significativo en la reducción de la pobreza, pero que varía según los países. Allí donde los hogares receptores se concentran en los estratos más bajos de la distribución del ingreso, como Ecuador, El Salvador, Guatemala, México y Paraguay, se advierte una mayor reducción de la pobreza atribuible a las remesas. Aunque el presente estudio no compara países, son los estratos socioeconómicos más desfavorecidos los que acusan el mayor impacto de las remesas.

Con matices en relación a la metodología de medición de la pobreza y la magnitud del efecto, los resultados son convergentes con los estudios que han utilizado la misma metodología (CHUKWUONE et al., 2012; ESQUIVEL; HUERTA-PINEDA, 2007; JIMÉNEZ-SOTO; BROWN, 2012; LÓPEZ-VIDELA; MACHUCA, 2014; SHARMA, 2011).

La migración es un fenómeno multidimensional, y diversos mecanismos contribuyen a explicar el mantenimiento de los flujos de migración regional. En un mercado laboral de alta precarización como el paraguay, los hogares receptores de remesas regionales se caracterizan por tener condiciones socioeconómicas también precarias (GÓMEZ; BOLOGNA, 2013). Se infiere que las remesas alivian las presiones sobre el mercado laboral, lo que permite que los hogares continúen mandando miembros al exterior *a pesar de* las precarias y frágiles condiciones de inserción laboral en las que esas remesas se generan. Esta situación se produce en mayor medida en los hogares sometidos a situaciones de pobreza extrema; es allí donde el efecto de los envíos monetarios es mayor.

Ha quedado fuera del alcance de esta comunicación el destino que se da a estos flujos monetarios, que abre interrogantes de importancia sobre su sostenibilidad. Aquellos que no sean capaces de transformarse en inversiones productivas, solo contribuirán a acentuar la dependencia, ya que su uso fundamental será la reproducción de la unidad doméstica. El alivio de la condición de pobreza de los hogares de los estratos socioeconómicos más bajos podría implicar que las remesas desempeñan únicamente un rol de reemplazo de los salarios de los miembros que emigraron.

## Referencias

ACOSTA, P. et al. What is the impact of international remittances on poverty and inequality in Latin America? **World Development**, v. 36, n. 1, p. 89-114, 2008.

ACOSTA, P.; FAJNZYLBER, P.; LÓPEZ, J. H. The impact of remittances on poverty and human capital: evidence from Latin American household surveys. In: SCHIFF, M.; ÖZDEN, Ç. (Eds.). **International migration and economic development**. Washington, DC: The World Bank and Palgrave Macmillan, 2007, p. 59-98.

ADAMS, R. Worker remittances and inequality in rural Egypt. **Economic Development and Cultural Change**, v. 38, n. 1, p. 45-71, 1989.

\_\_\_\_\_. Remittances, poverty, and investment in Guatemala. In: **International migration, remittances, and the brain drain**. Washington, DC: World Bank Publications, 2006a.

\_\_\_\_\_. **Remittances and poverty in Ghana**. Washington, DC: World Bank, 2006b (World Bank Policy Research Working Paper, 3838). Disponible en: <[http://www-wds.worldbank.org/servlet/WDSContentServer/WDSP/IB/2006/01/31/000016406\\_20060131160228/Rendered/PDF/wps3838.pdf](http://www-wds.worldbank.org/servlet/WDSContentServer/WDSP/IB/2006/01/31/000016406_20060131160228/Rendered/PDF/wps3838.pdf)>. Acceso en: 4 abr. 2013.

\_\_\_\_\_. Evaluating the economic impact of international remittances on developing countries using household surveys: a literature review. **Journal of Development Studies**, v. 47, n. 6, p. 809-828, 2011.

ADAMS, R. H.; PAGE, J. Do international migration and remittances reduce poverty in developing countries? **World Development**, v. 33, n. 10, p. 1645-1669, 2005.

AYALA, E. **Migraciones**. Ensayo escrito en Berna en 1913. Santiago de Chile, 1941.

BAKEWELL, O. **South-South migration and human development**: reflections on African experiences. New York: United Nations Development Programme, 2009 (Human Development Research Papers, 2009/07). Disponible en: <[http://hdr.undp.org/en/reports/global/hdr2009/papers/HDRP\\_2009\\_07.pdf](http://hdr.undp.org/en/reports/global/hdr2009/papers/HDRP_2009_07.pdf)>. Acceso en: 14 mar. 2013.

BARHAM, B.; BOUCHER, S. Migration, remittances, and inequality: estimating the net effects of migration on income distribution. **Journal of Development Economics**, v. 55, n. 2, p. 307-331, 1998.

BROWNING, H.; GILLESPIE, F. The effect of emigration upon socioeconomic structure: the case of Paraguay. **International Migration Review**, v. 13, n. 3, p. 502-518, 1979.

BRUNO, S. El proceso migratorio paraguayo hacia Argentina: evolución histórica, dinámica asociativa y caracterización sociodemográfica y laboral. **Migrantes paraguayos en Argentina**: población, instituciones y discursos. Cuadernos Migratorios. Organización Internacional para las Migraciones (OIM) ed. Buenos Aires, Argentina, 2012, v. 4, p. 11-47.

CANALES, A. I. Remesas y desarrollo en América Latina. Una relación en busca de teoría. **Migración y Desarrollo**, n. 11, p. 5-30, 2008.

CERRUTTI, M.; PARRADO, E. Remittances of Paraguayan migrants to Argentina: their prevalence, amount and utilization. **Integration and Trade Journal**, v. 11, p. 21-44, 2007.

CHUKWUONE, N. et al. **Analysis of impact of remittance on poverty in Nigeria**. [s.l.] Partnership for Economic Policy (PEP), 2012. Disponible en: <<https://ideas.repec.org/p/lvl/pmmacr/2012-09.html>>. Acceso en: 1 nov. 2014.

CLÉMENT, M. Remittances and household expenditure patterns in Tajikistan: A propensity score matching analysis. **Asian Development Review**, v. 28, n. 2, p. 58-87, 2011.

COHEN, J. **Statistical power analysis for the behavioral sciences**. 2. ed. Hillsdale, New Jersey: Routledge, 1988.

DGEEC – Dirección General de Estadística, Encuestas y Censos. Paraguay. **Encuesta Permanente de Hogares 2009**. Asunción: Dirección General de Estadística, Encuestas y Censos, Secretaría Técnica de Planificación del Desarrollo Económico y Social de la Presidencia de la República, 2009a.

\_\_\_\_\_. **Encuesta Permanente de Hogares de 2009**. Principales resultados de Pobreza y Distribución del Ingreso. Asunción: Dirección General de Estadística, Encuestas y Censos, Secretaría Técnica de Planificación del Desarrollo Económico y Social de la Presidencia de la República, 2009b.

ESQUIVEL, G.; HUERTA-PINEDA, A. Remittances and poverty in Mexico: a propensity score matching approach. **Integration and Trade Journal**, v. 27, 2007.

GÓMEZ, P. S. Remesas y estratificación social en Paraguay: dinámica de la recepción de remesas del Sur y del Norte. **Migraciones**, n. 34, p. 77-110, 2013.

\_\_\_\_\_. Abordaje contrafáctico, inferencia causal y el enfoque de la puntuación de la propensión. Efectos de las remesas en la escolarización Paraguaya. **Empíria. Revista de Metodología de Ciencias Sociales**, n. 28, p. 107-128, 2014.

\_\_\_\_\_. Remesas internacionales, conexiones globales y desarrollo en Paraguay. **Estudios Demográficos y Urbanos**, en prensa.

GÓMEZ, P. S.; BOLOGNA, E. Remesas y participación laboral en Paraguay. Efectos de los desplazamientos Sur-Sur. **Migraciones Internacionales**, v. 25, n. 2, p. 189-218, 2013.

GUO, S.; BARTH, R. P.; GIBBONS, C. Propensity score matching strategies for evaluating substance abuse services for child welfare clients. **Children and Youth Services Review**, v. 28, n. 4, p. 357-383, 2006.

GUO, S. Y.; FRASER, M. W. **Propensity score analysis: statistical methods and applications**. 1. ed. Thousand Oaks, Estados Unidos: Sage Publications, Inc, 2010.

HECKMAN, J. J. Sample selection bias as a specification error. **Econometrica**, v. 47, n. 1, p. 153, 1979.

HO, D. et al. Matching as nonparametric preprocessing for reducing model dependence in parametric causal inference. **Political Analysis**, v. 15, n. 3, p. 199-236, 2007.

\_\_\_\_\_. Matchit: nonparametric preprocessing for parametric causal inference. **Journal of Statistical Software**, v. 42, n. 8, p. 1-28, 2011.

HOBBS, A. W.; JAMESON, K. P. Measuring the effect of bi-directional migration remittances on poverty and inequality in Nicaragua. **Applied Economics**, v. 44, n. 19, p. 2451-2460, 2012.

INDEC – Instituto Nacional de Estadísticas y Censos. **Censo nacional de población, hogares y viviendas 2010**. Censo del Bicentenario: resultados definitivos. Argentina: INDEC, 2012.

ITZIGSOHN, J. Migrant remittances, labor markets, and household strategies: a comparative analysis of low-income household strategies in the Caribbean Basin. **Social Forces**, v. 74, n. 2, p. 633-655, 1995.

JIMÉNEZ-SOTO, E. V.; BROWN, R. P. C. Assessing the poverty impacts of migrants' remittances using propensity score matching: the case of Tonga. **Economic Record**, v. 88, n. 282, p. 425-439, 2012.

LÓPEZ-VIDELA, B.; MACHUCA, C. E. The effects of remittances on poverty at the household level in Bolivia: a propensity score matching approach. **Políticas Públicas**, v. 2, n. 1, p. 7-22, 2014.

MAGUID, A.; BRUNO, S. Migración, mercado de trabajo y movilidad ocupacional: el caso de los bolivianos y paraguayos en el Área Metropolitana de Buenos Aires. **Población de Buenos Aires**, v. 7, n. 12, p. 7-28, 2010.

MÁRQUEZ, C. H. Desarrollo y migración. Una lectura desde la economía política crítica. **Migración y Desarrollo**, v. 14, p. 59-87, 2010.

MARSHALL, A.; ORLANSKY, D. Inmigración de países limítrofes y demanda de mano de obra en la Argentina, 1940-1980. **Desarrollo Económico**, v. 23, n. 89, p. 35-58, 1983.

MASSEY, D.; ALARCON, R.; DURAND, J. **Return to Aztlan: the social process of international migration from western Mexico (Studies in Demography)**. Berkeley and Los Angeles, California: University of California Press, 1990.

MCKENZIE, D.; SASIN, M. J. **Migration, remittances, poverty, and human capital: conceptual and empirical challenges**. Washington, DC: World Bank, 2007 (World Bank Policy Research Working Paper, n. 4272). Disponible en: <<http://elibrary.worldbank.org/content/workingpaper/10.1596/1813-9450-4272>>. Acceso en: 20 ene. 2013.

OIM – Organización Internacional para las Migraciones. **Perfil migratorio de Paraguay 2011**. Buenos Aires, Argentina, 2011.

PALAU, T.; FISCHER, S.; PEREZ, N. **Inmigración y emigración en el Paraguay 1870 – 1960**. Documento de trabajo. BASE Investigaciones Sociales, Asunción, 1997. Disponible en: <<http://biblioteca.clacso.edu.ar/Paraguay/base-is/20120911120450/Doc90.pdf>>. Acceso en: 10 feb. 2013.

PARRADO, E. A.; CERRUTTI, M. Labor migration between developing countries: the case of Paraguay and Argentina. **International Migration Review**, v. 37, n. 1, p. 101-132, 2003.

RATHA, D.; SHAW, W. **South-South migration and remittances**. Washington, DC: World Bank Publications, 2007.

RIVAROLA, D. Paraguay: estructura agraria y migraciones desde una perspectiva histórica. **Migración y desarrollo**. Estructura agraria, desarrollo regional, migraciones entre áreas rurales y entre países limítrofes. México: CLACSO, Grupo de Trabajo sobre Migraciones, 1980, p. 1-53.

ROSENBAUM, P. R.; RUBIN, D. B. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. **Biometrika**, v. 70, n. 1, p. 41-55, 1983.

\_\_\_\_\_. Constructing a control group using multivariate matched sampling methods that incorporate the propensity score. **The American Statistician**, v. 39, n. 1, p. 33-38, 1985.

SHARMA, M. P. International contract-based migration, remittances, and household well-being in the western province of Sri Lanka. **International Migration**, v. 51, Supplement, p. 1-33, 2011.

STARK, O.; TAYLOR, J. E.; YITZHAKI, S. Remittances and inequality. **The Economic Journal**, v. 96, n. 383, p. 722-740, 1986.

TAYLOR, J. E. The new economics of labour migration and the role of remittances in the migration process. **International Migration**, v. 37, n. 1, p. 63-88, 1999.

TAYLOR, J. E.; DYER, G. A. Migration and the sending economy: a disaggregated rural economy-wide analysis. **Journal of Development Studies**, v. 45, n. 6, p. 966-989, 2009.

TAYLOR, J. E.; MORA, J.; ADAMS, R. H. **Remittances, inequality and poverty: evidence from rural Mexico**. Davis, CA: Department of Agricultural Economics, University of California, 2005 (Working Paper 05-003). Disponible en: <<http://escholarship.org/uc/item/9s14452d#page-2>>. Acceso en: 5 mar. 2013.

THE R CORE TEAM. **R: A language and environment for statistical computing**. Vienna, Austria: R Foundation for Statistical Computing, 2014. Disponible en: <<http://www.R-project.org>>.

THOEMMES, F. J.; KIM, E. S. A systematic review of propensity score methods in the social sciences. **Multivariate Behavioral Research**, v. 46, n. 1, p. 90-118, 2011.

WISE, R. D.; MÁRQUEZ, H. Teoría y práctica de la relación dialéctica entre desarrollo y migración. **Migración y Desarrollo**, n. 9, p. 5-25, 2007.

WORLD BANK. **World development indicators**. Washington, DC. Disponible en: <<http://data.worldbank.org>>. Acceso en: 4 jun. 2013.

YANG, D. C.; MARTÍNEZ, C. Remittances and poverty in migrants' home areas: evidence from the Philippines. In: SCHIFF, M.; ÖZDEN, Ç. (Eds.). **International migration, remittances, and the brain drain**. Washington, DC: World Bank Publications, 2006, p. 53-80.

## Sobre los autores

*Pablo Sebastián Gómez* es doctor en Demografía por la Universidad Nacional de Córdoba. Becario postdoctoral, Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET).

*Eduardo Bologna* es doctor en Demografía por la Universidad Nacional de Córdoba. Profesor-Investigador en el Centro de Estudios Avanzados, Universidad Nacional de Córdoba.

## Dirección para correspondencia

Pablo Sebastián Gómez  
Centro de Investigaciones y Estudios sobre Cultura y Sociedad (CIECS)  
Universidad Nacional de Córdoba  
Rondeau 467 piso 1  
Código postal X5000AVI. Córdoba, Argentina

## Resumo

### *Pobreza e remessas internacionais Sul-Sul no Paraguai*

A discussão entre migração e desenvolvimento está fortemente vinculada ao papel das remessas internacionais. Contudo, não existe consenso sobre os efeitos que tais remessas provocam nas economias de origem e nos domicílios receptores. Este artigo analisa o efeito da recepção de remessas regionais no nível e incidência da pobreza em domicílios paraguaios. Para tanto, utilizam-se microdados da Pesquisa Permanente Domiciliar do Paraguai de 2009, da *Dirección General de Estadística, Encuestas y Censos* (DGEEC, Paraguai). Consideram-se remessas regionais aquelas provenientes da Argentina e do Brasil. Utiliza-se o método de análise da pontuação da propensão (*propensity score analysis*) para construir grupos comparáveis e, desta forma, isolar o efeito da recepção de remessas de outras variáveis que incidem sobre a condição de pobreza dos domicílios. Os resultados sugerem que as remessas teriam um efeito positivo em aliviar a pobreza extrema e a incidência da pobreza. No entanto, o resultado não é completamente conclusivo, pois a pobreza não extrema afeta em maior medida os domicílios receptores de remessas.

**Palavras-chave:** Remessas. Pobreza. Inferência casual. Paraguai.

## Abstract

### *Poverty and south-south financial remittances in Paraguay*

There is a debate going on about international financial remittances in terms of the connections between migration and development. However, there is no consensus as to the effects that these remittances have on economies of origin and on receiving households. In this paper we analyze the effect of the receiving of regional remittances on the level and incidence of poverty among Paraguayan households. We use micro data from the 2009 Permanent Household Survey, conducted by the General Department of Statistics, Surveys and Censuses (DGEEC, Paraguay). Regional remittances are defined as those sent from Argentina and Brazil. We applied the method of propensity score analysis to construct comparable groups and thus isolate the effect of reception of regional remittances from other variables that affect the poverty status of households. Results suggest that remittances do have a positive effect in alleviating extreme poverty and the incidence of poverty. However, the result is not entirely conclusive, since non-extreme poverty more strongly affects the households that receive remittances.

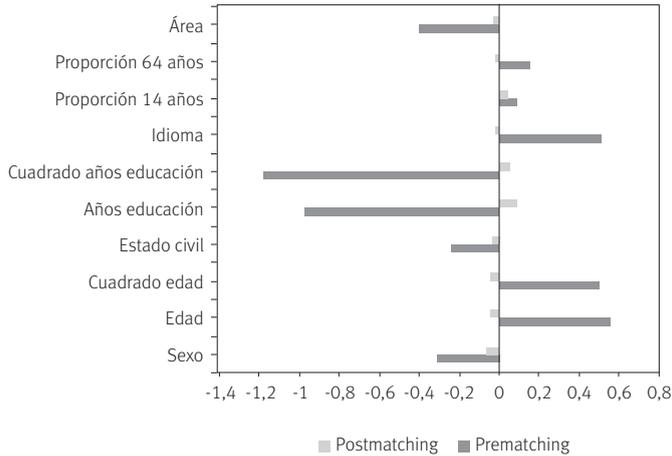
**Keywords:** Remittances. Poverty. Causal inference. Paraguay.

## Apêndice

Para Thoemmes y Kim (2011) existe un debate en el campo de la metodología sobre la mejor manera de evaluar el apareo. Autores como Ho et al. (2007) critican las pruebas de significación debido a la dependencia del tamaño de la muestra, y sugieren examinar las diferencias estandarizadas antes y

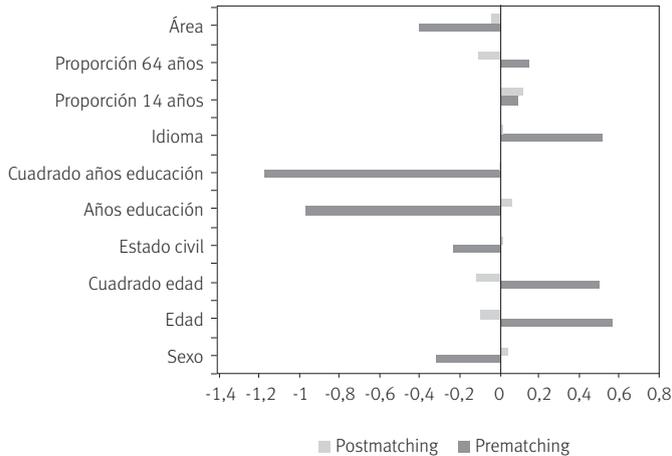
después del apareo. Esta diferencia estandarizada es una medida muy utilizada en el campo de la psicología, conocida como “d de Cohen” (COHEN, 1988). El argumento que sustenta esta propuesta es que el uso de las pruebas de significación —como la prueba t— puede ser erróneo en algunas circunstancias debido a una baja potencia estadística. El desarrollo de la metodología puede encontrarse en Gómez (2014). En los Gráficos 1 y 2 se muestran las diferencias de las medias estandarizadas (d de Cohen) antes y después del *matching*.

**GRÁFICO 1**  
Diferencias de medias estandarizadas (d de Cohen), vecino más cercano dentro de calibrador



Fuente: Encuesta Permanente de Hogares, 2009 (DGEEC, 2009a).

**GRÁFICO 2**  
Diferencias de medias estandarizadas (d de Cohen), vecino más cercano



Fuente: Encuesta Permanente de Hogares, 2009 (DGEEC, 2009a).

Recebido para publicação em 31/07/2013

Aceito para publicação em 05/11/2014



# Referenciais teóricos da migração internacional e a questão da mobilidade espacial dos cortadores de cana

Ricardo Antunes Dantas de Oliveira\*

A mobilidade espacial de cortadores de cana é característica fundamental do mercado de trabalho do Complexo Agroindustrial (CAI) canavieiro no Brasil ao longo de sua história. São poucos os exemplos de trabalhos baseados em perspectivas teóricas dos estudos migratórios no âmbito da vasta bibliografia sobre esta questão. Neste contexto, o presente artigo busca articular os principais referenciais teóricos normalmente utilizados para o estudo das migrações internacionais aos estudos sobre a mobilidade espacial dos canavieiros, no intuito de constituir questões teórico-conceituais que embasem a abordagem desta modalidade de deslocamento. A partir de revisão bibliográfica, as abordagens de natureza macro (perspectiva do Sistema-Mundo), natureza micro (Nova Economia das Migrações) e sobre as redes migratórias são relacionadas à análise da migração de canavieiros e a estudos clássicos sobre êxodo rural no país. Observou-se que o nível macro possibilita destacar questões relacionadas aos processos estruturais que articulam origens e destinos, enquanto o micro permite a abordagem das motivações e estratégias familiares ou domiciliares. O papel das redes se destaca, principalmente, por meio da organização do processo de deslocamento. A integração dos níveis macro e micro e da questão das redes migratórias é exemplificada a partir de considerações sobre os deslocamentos dos canavieiros, mas também embasa abordagens sobre modalidades temporal e espacialmente distintas, contribuindo para o debate teórico sobre a mobilidade espacial na atualidade.

**Palavras-chave:** Mobilidade espacial. Referências bibliográficas. Migração temporária. Trabalhadores agrícolas.

---

\* Laboratório de Informação em Saúde (LIS), Instituto de Comunicação e Informação Científica e Tecnológica em Saúde (ICICT), Fundação Oswaldo Cruz (Fiocruz), Rio de Janeiro-RJ, Brasil ([ricardo.dantas@icict.fiocruz.br](mailto:ricardo.dantas@icict.fiocruz.br)).

## Introdução

A compreensão sobre as características de um processo de mobilidade espacial vai muito além de sua quantificação, ou, quando esta não é diretamente possível, de sua estimação. Faz-se necessário abordar sua estruturação em termos de causas e motivações, assim como seus desdobramentos. Além disso, é relevante analisar a mobilidade espacial enquanto processo social, cujas dimensões estão expressas nas trajetórias dos indivíduos, que, dessa maneira, permitem detalhar as características e dinâmicas desse deslocamento.

O mercado de trabalho do Complexo Agroindustrial (CAI) canavieiro concentra, desde 2004, a maior parte dos empregados em atividades agrícolas no país (BALSADI, 2010). De acordo com informações da PNAD 2009, cinco culturas agrícolas (cana-de-açúcar, milho, café, horticultura e mandioca) reuniam 1.637.594 empregados naquele ano, considerando o conjunto do país. Destes, a maior participação era daqueles envolvidos na atividade canavieira (33,1%). O complexo caracteriza-se, historicamente, pela demanda por trabalhadores migrantes provenientes de algumas das regiões mais pobres do Brasil (SILVA, 1999; NOVAES; ALVES, 2007; MORAES et al., 2009).

A década de 2000 foi marcada por uma importante expansão das atividades do complexo (SZMRECSÁNYI et al., 2008; BALSADI, 2010). Refletindo este processo, ampliou-se a mobilidade espacial de trabalhadores para as atividades agrícolas do CAI canavieiro, caracterizando uma modalidade específica em termos de temporalidades e espacialidades (origens e destinos).

Considera-se que a compreensão da mobilidade espacial de qualquer grupo social envolve, necessariamente, a elaboração de um campo de questões teórico-conceituais, que sustentem a reflexão sobre as suas diversas dimensões, tanto aquelas referentes aos processos de natureza macro, que induzem grupos sociais ao deslocamento espacial temporário, quanto as que dizem respeito às estratégias dos indivíduos engajados. O caso particular dos migrantes para o trabalho no corte de cana é relevante para a reflexão sobre esse campo por sua importância histórica (SILVA, 1999), por seu crescimento no período recente (SZMRECSÁNYI et al., 2008) e pelas possibilidades de diálogo em função da importante bibliografia sobre a temática. Por isso, busca-se aqui estruturar questões teóricas relevantes para a análise da mobilidade espacial dos canavieiros na atualidade, contribuindo não só para a efetivação da mesma,<sup>1</sup> mas também para o debate teórico no âmbito dos estudos sobre migração, em especial a respeito de deslocamentos temporários.

Propõe-se, fundamentalmente, que não apenas é possível, como também bastante relevante, utilizar referenciais teóricos originalmente voltados à abordagem das migrações internacionais, para a reflexão a respeito da mobilidade espacial de canavieiros e, logicamente, sobre outros tipos e modalidades. A partir da análise da bibliografia que traz contribuições para o debate teórico sobre processos de migração internacional, constituem-se as questões teóricas aqui registradas. Também são considerados clássicos estudos de natureza teórica

<sup>1</sup> Tese de doutorado do autor.

sobre a migração interna no Brasil, casos de Durham (1973) e Singer (1987), que, ao tratarem de condições das regiões de origem do êxodo rural e das características dos emigrantes nesse contexto, trazem contribuições para a abordagem de deslocamentos temporários. Além disso, também são incluídas análises sobre a mobilidade espacial de canavieiros.

O artigo está organizado em cinco seções. A primeira trata das limitações dos referenciais mais comumente utilizados para a compreensão da mobilidade espacial temporária, além de destacar a relevância de se considerar a mobilidade espacial de canavieiros a partir de referências sobre os níveis macro e micro e relativas à questão das redes migratórias. As seções seguintes apresentam os conceitos fundamentais dos níveis macro e micro e a questão das redes, contextualizando-os em relação à abordagem da mobilidade espacial de canavieiros. Diversas análises sobre esta modalidade migratória são utilizadas para esta contextualização, ainda que não empreguem diretamente os referenciais teóricos destacados. Antes das considerações finais, são sintetizadas as principais questões que cada um dos referenciais teóricos permite estruturar enquanto embasamento dos estudos de processos distintos de mobilidade espacial.

## **Antecedentes**

A mobilidade espacial de cortadores de cana se enquadra na definição de Zelinsky (1971) com relação a movimentos distintos da migração em si, exemplificados pela circularidade: “uma grande variedade de movimentos, em geral de curta duração, repetitivos ou cíclicos em sua natureza, mas sempre tendo em comum a falta de qualquer intenção declarada de uma mudança permanente ou de longa duração no lugar de residência” (ZELINSKY, 1971, p. 226, tradução nossa). A distinção se refere, especialmente, ao caráter temporário de determinadas formas de mobilidade, que, por esse motivo, não podem ser abordadas da mesma maneira que formas mais “permanentes”.

Esta definição é relevante no sentido de captar a dimensão essencial dessa mobilidade, porém, a construção teórica desenvolvida pelo autor baseia-se em etapas evolutivas. Para Zelinsky, as formas temporárias de mobilidade espacial seriam formas de transição para movimentos mais duradouros, que envolveriam a mudança definitiva no local de residência, o que não necessariamente se verifica. Outro problema é que o mecanismo que embasaria tal transição da mobilidade baseia-se em estágios de desenvolvimento, os quais carecem de uma explicação mais complexa de possíveis transformações relacionadas a estes estágios.

A crítica às ideias de Zelinsky pode ser verificada em Skeldon (1990), que traz reflexões mais refinadas sobre a transição da mobilidade, especialmente considerando a dinâmica circulatória. Sua contribuição está em destacar distintas formas de mobilidade espacial sem apontar a ocorrência de evoluções entre as formas. Apesar de o autor trazer algumas ideias interessantes, distantes dos estágios de desenvolvimentos progressivos ou evolucionários que caracterizam a abordagem de Zelinsky (1971), é difícil compreender sua proposição como um possível referencial para outras análises, já que registra um caráter eminentemente descritivo.

O principal problema é a falta de possíveis explicações da dinâmica dos movimentos circulatórios que possam ser úteis para outros estudiosos.

A ausência de um arcabouço conceitual e teórico sobre as características da mobilidade circular pode ser verificada na maior parte da literatura sobre a questão, exemplificada pelos trabalhos de Chapman e Prothero (1985), Mitchell (1985), Mukherji (1985), Roberts (1981) e Palmer (1995). Em geral os autores embasam suas análises em teorias originalmente desenvolvidas para o estudo de outras modalidades ou tipos de migração, tendo como exemplos significativos os trabalhos de Haberfeld et al. (1999) e Spaan (1999).

O processo de mobilidade espacial dos cortadores de cana pode ser interpretado a partir de suas conexões com formas de mobilidade existentes em outros países e abordadas na literatura internacional, mas também se destacam aportes provenientes da literatura brasileira sobre migrações internas. Os trabalhos de Durham (1973) e Singer (1987) constituem as análises essenciais do processo de êxodo rural, dinâmica migratória marcante na realidade brasileira durante a maior parte do século 20.

Os dois trabalhos registram, inclusive, um caráter complementar no sentido da interpretação do êxodo rural. Enquanto Singer (1987) aborda questões de natureza estrutural em termos das causas deste processo migratório, Durham (1973) discute as dimensões de caráter individual, familiar e comunitário, ou seja, as motivações daqueles que se engajam no processo de mobilidade. Embora tragam questões e dimensões bastante relevantes para a análise da mobilidade dos cortadores de cana, ambos concentram seu foco nos movimentos rural-urbano, não permitindo, dessa forma, uma interpretação direta da mobilidade com temporalidades e espacialidades distintas.

A insuficiência dos arcabouços teóricos diretamente relativos à análise da circularidade e o foco de parte das discussões teóricas sobre migrações internas no Brasil na abordagem dos movimentos rural-urbano implicaram a necessidade de constituir um campo específico de questões conceituais e teóricas para a interpretação da mobilidade dos cortadores de cana.

A bibliografia nacional sobre a mobilidade espacial dos cortadores traz elementos bastante interessantes para articulação com teorias sobre a migração, apesar de, na maioria dos casos, não se referir a estas. Constituem exemplos relevantes os trabalhos de Silva (1999), com relação às origens e às redes constituídas em torno dessa mobilidade, de Alves (2007), que destaca características das origens e a demanda por trabalhadores migrantes pelos empresários do CAI canavieiro, além de Novaes (2007), que aponta aspectos relacionados às motivações dos engajados nessa mobilidade.

Existem estudos que utilizam teorias voltadas à análise das migrações, como Menezes e Saturnino (2007) e Moraes et al. (2009). O primeiro é focado nas origens dos processos no sertão paraibano e nas motivações que se processam por meio destas. Já o segundo analisa o deslocamento de pessoas do município de Pedra Branca (CE) para o corte de cana em Leme (SP), a partir de pressupostos neoclássicos que apontam apenas o nível micro, das decisões individuais. Há, contudo, a necessidade de ampliar para o caso brasileiro o campo

conceitual, a partir das teorias sobre migração, buscando articular dimensões macro e micro e processos nas origens e nas áreas de destino.

No âmbito internacional, entre as reflexões teóricas mais complexas a respeito de dinâmicas da mobilidade espacial, destacam-se aquelas originalmente voltadas à compreensão das migrações internacionais, ressaltadas por Massey et al. (1993). Nesse sentido, estrutura-se uma adaptação das mesmas, destacando sua relevância para a análise da mobilidade espacial dos canavieiros.

Dimensão fundamental na adaptação proposta é a articulação entre os níveis macro e micro. Os níveis se expressam por meio das causas e das motivações, de acordo com as proposições de Singer (1987). Causas estão relacionadas aos determinantes sociais, econômicos e políticos que estruturam os movimentos. Motivações relacionam-se às respostas das pessoas aos constrangimentos impostos pela estrutura ou como indivíduos, famílias e comunidade agem no sentido do engajamento em processos de mobilidade espacial (MASSEY et al., 1993).

A articulação dos níveis macro e micro da mobilidade espacial requer a integração de diferentes perspectivas teóricas. Isso deve-se ao que autores como Wood (1982) e Massey et al. (1993) destacam: perspectivas estruturais não permitem uma abordagem aprofundada das dimensões individuais, familiares e comunitárias, além dos desdobramentos das trajetórias; por outro lado, as perspectivas que privilegiam o nível micro são limitadas no sentido da compreensão de causas e determinantes mais amplos da mobilidade. Por último, cabe ressaltar a necessidade de enfatizar a conexão entre os dois níveis mediada pelas redes sociais (MASSEY, 1986; MASSEY et al., 1993; KRISMAN, 2005).

O estudo da migração baseado na teoria do Sistema-Mundo propicia uma forma mais complexa de reflexão sobre esta mobilidade, principalmente no que tange à origem desta “força de trabalho móvel” em uma perspectiva mais ampla (MASSEY et al., 1993; SPAAN, 1999). As proposições da nova economia das migrações (STARK; BLOOM, 1985; KATZ; STARK, 1986; STARK; TAYLOR, 1989) trazem relevantes possibilidades com relação às opções e propensões a migrar e as perspectivas futuras dos trabalhadores, em termos de seu engajamento em outros ciclos econômicos ou da diminuição de seus deslocamentos espaciais.

Outra contribuição relevante está relacionada às ideias sobre redes migratórias (MASSEY, 1986; MASSEY et al., 1993; KRISMAN, 2000, 2005). Neste contexto, destaca-se a relação entre aqueles que demandam trabalhadores e os que oferecem trabalho, avaliada a partir da abordagem desenvolvida por Krissman, enquanto crítica à abordagem mais tradicional estabelecida por Douglas Massey em diversos estudos. A relevância das redes no sentido proposto por Krissman para o estudo da mobilidade espacial de cortadores de cana-de-açúcar decorre da necessidade de destacar a demanda por trabalhadores migrantes, apontada no contexto do mercado de trabalho do CAI canavieiro por diversos autores como Silva (1999, 2010) e Alves (2007).

Um exemplo interessante de estudo que busca integrar distintas perspectivas teóricas para a análise da mobilidade populacional é o trabalho de Spaan (1999). Avaliando as diversas formas de mobilidade (sazonal/temporária; inter-regional; internacional) da população da região de Java Ocidental na Indonésia, o autor estruturou sua abordagem teórica com base numa integração entre perspectivas macro e micro: histórico-estrutural; Nova Economia das Migrações; e teoria do capital social, destacando a questão das redes.

No âmbito da pesquisa mais ampla, na qual as presentes considerações teóricas se enquadram, há uma premência do nível macro na análise da mobilidade espacial dos canavieiros, porém, não implicando a irrelevância do entendimento de questões em nível micro, o que demanda a integração de perspectivas. Origens, trajetórias e o engajamento nos processos de mobilidade espacial têm muito a ver com características individuais e domiciliares e também com a forma como os macroprocessos as afetam (STARK; BLOOM, 1985; MASSEY et al., 1993). Além disso, o futuro desenvolvimento desse fluxo não pode ser considerado apenas por meio de uma abordagem macro. Estes elementos apontam para a necessidade de incluir os elementos fundamentais da Nova Economia das Migrações e a integração entre origens e destinos, que demonstram a relevância das redes. As contribuições das três perspectivas para a presente análise e as relações com a literatura sobre a mobilidade de cortadores de cana no Brasil constituem o que se apresenta a seguir.

## **Nível macro**

A compreensão dos significados da mobilidade espacial de cortadores de cana-de-açúcar que se busca estruturar está baseada em suas articulações com dimensões sociais, econômicas, políticas e geográficas em nível macro e nas relações entre processos que ocorrem em diversas escalas espaciais. Assim, o conjunto de pressupostos que Massey et al. (1993, 1998) apontam a respeito das relações entre a teoria do Sistema-Mundo e migrações corresponde à melhor forma de lidar com tais questões. Apesar da inexistência de uma teoria diretamente voltada à migração constituída a partir da perspectiva do Sistema-Mundo, Massey et al. (1993), com base em vários estudos anteriores, desenvolveram um quadro conceitual básico que se adapta de maneira relevante ao estudo das diversas formas de mobilidade espacial interna. A ideia fundamental a partir da qual são estruturados os pressupostos é expressa da seguinte maneira: “migração é uma consequência das rupturas e deslocamentos que inevitavelmente ocorrem com o processo de desenvolvimento capitalista” (MASSEY et al., 1993, p. 445, tradução nossa).

O primeiro pressuposto é relacionado às mudanças na estrutura agrária nos lugares de origem que contribuem para a criação de uma força de trabalho móvel (MASSEY et al., 1998), processo que autores como Silva (1999), Alves (2007), Menezes e Saturnino (2007) e Carneiro et al. (2007) apontam como fundamental para a origem da mobilidade espacial de cortadores de cana-de-açúcar. O primeiro trabalho a relaciona ao estabelecimento de reflorestamentos comerciais no norte de Minas Gerais, o segundo à expansão da soja no

interior do Nordeste. O terceiro e o quarto referem-se à concentração das melhores terras nas mãos de poucos proprietários no sertão paraibano e no interior maranhense, respectivamente.

Estas considerações podem ser relacionadas ao conceito desenvolvido por Singer (1987) de mudança enquanto fator fundamental para a criação de uma força de trabalho móvel. A mudança deve-se à penetração de relações capitalistas na agricultura, o que causa um aumento da concentração fundiária, além da introdução de técnicas que reduzem a demanda por trabalhadores.

A articulação com as ideias de Singer (1987) propicia uma vinculação com o segundo pressuposto desenvolvido por Massey et al. (1993, p. 445, tradução nossa):

A extração de matérias-primas para a venda em mercados globais requer métodos industriais baseados no trabalho assalariado. A oferta de salários para antigos agricultores de subsistência mina formas tradicionais de organização social e econômica baseadas em normas de reciprocidade e relações com papéis fixos e cria mercados de trabalho incipientes baseados em novas concepções de individualismo, ganho privado e mudança social.

Novamente, a penetração de relações capitalistas altera formas prévias de relações sociais e econômicas, exemplificado não apenas nos trabalhos de Silva (1999) e Alves (2007), mas também por outros artigos disponíveis no mesmo livro que este último, editado por Novaes e Alves (2007).

A terceira ideia fundamental definida por Massey et al. (1993) refere-se diretamente à questão do trabalho, sendo que seus pressupostos podem ser interpretados com relação à migração interna com referências à completa penetração de relações sociais e econômicas capitalistas em todo o território. A divisão internacional do trabalho é estruturada por meio de hegemonias e hierarquias entre lugares e escalas (MASSEY, 1984; BRANDÃO, 2007), que se espalham ao redor do mundo, estruturando o controle dos territórios mediante relações assimétricas. Dessa maneira, os vínculos entre países desenvolvidos e aqueles em desenvolvimento no caso da migração internacional podem ser estendidos às relações entre regiões mais ricas e mais pobres em um país, e este é o caso do Brasil.

A partir da década de 1930, as regiões com maior grau de penetração capitalista no país estabeleceram uma integração de um mercado nacional com as diferentes regiões tendo papéis específicos em uma divisão nacional do trabalho, sob a dominância de São Paulo (GONÇALVES, 1998; BRANDÃO, 2007). Regiões periféricas foram transformadas pela introdução da agricultura comercial e de relações capitalistas, levando sua população a ser recrutada como mão de obra barata para as regiões mais ricas, que passavam por um processo combinado de industrialização e urbanização. Apesar de bastante simplista, esta é uma possível interpretação da consideração de Massey et al. (1998, p. 446, tradução nossa): “Os mesmos processos econômicos que criam migrantes nas regiões periféricas simultaneamente os atraem para os países desenvolvidos”, necessitando apenas da troca da referência a países por regiões “mais desenvolvidas”.

O fato de a maioria das atividades econômicas mais capitalizadas do Brasil, incluindo as agrícolas, estar localizada nas regiões mais ricas dá significado à demanda por mão de

obra barata, sendo que a “disponibilidade” desta encontra-se concentrada nas regiões mais pobres, estabelecendo movimentos mais ou menos “permanentes” entre o Nordeste e o Sudeste do país. Em relação ao mercado de trabalho do CAI canavieiro, a demanda por esses trabalhadores está relacionada não apenas aos baixos salários, mas também às más condições de trabalho (SILVA, 1999, 2010; ALVES, 2007; SZMRECSÁNYI et al., 2008), que incluem o pagamento pela quantidade cortada por dia (SILVA, 1999; NOVAES, 2007) e o decorrente grande número de acidentes e mortes neste setor (SILVA, 2007).

Completando estas conexões diretas com a mobilidade espacial de cortadores de cana no Brasil, as elaborações de Massey et al. (1993) a respeito das relações entre migração e trabalho trazem outras questões detalhadas que fazem dos vínculos entre lugares de origem e de destino aspectos relevantes. São quatro tipos de vínculos: materiais; militares; ideológicos; além da importância de Cidades Globais. Apenas as conexões militares não podem ser relacionadas ao processo específico que se analisa, porque seu significado direto diz respeito à migração para os EUA com origens em países ocupados militarmente ou nos quais existem bases militares desse país.

Os vínculos materiais entre regiões distantes “não apenas facilitam os movimentos de bens, produtos, informação e capital, mas também promovem os movimentos de pessoas ao reduzir seu custo (MASSEY et al., 1993, p. 446, tradução nossa). Assim, a integração do território brasileiro sob a hegemonia do Sudeste, especialmente do Estado de São Paulo (GONÇALVES, 1998; BRANDÃO, 2007), torna mais fáceis os deslocamentos ao expandir os fluxos de bens e capitais. A mobilidade populacional relaciona-se a estes fluxos, porém, na direção contrária como Massey et al. (1993) apontam. Tal fato ocorreu largamente na história brasileira depois de 1930, com destaque para os grandes fluxos em direção ao Sudeste, um processo analisado por Durham (1973), Singer (1987) e Cunha e Baeninger (2007).

Os vínculos ideológicos podem ser relacionados ao processo de estruturação de um mercado nacional e de uma divisão espacial do trabalho em nível nacional sob a hegemonia do Sudeste. Autores como Gonçalves (1998) e Faria (1991) trataram da questão e, a partir das suas interpretações, é possível afirmar que a migração oriunda no Nordeste com destino ao Sudeste teve como uma de suas bases os vínculos culturais, reforçados pela comunicação de massas e a propaganda, como Massey et al. (1993) se referem no caso das migrações internacionais.

O último tipo de conexão corresponde à existência e atratividade de Cidades Globais, interpretação baseada especialmente no trabalho de Sassen (1988, 1991). Ainda que Massey et al. (1993) estejam referindo-se à mobilidade direcionada a estas cidades, a mobilidade de cortadores de cana-de-açúcar pode ser relacionada à polarização que uma cidade com extensos vínculos externos, São Paulo, exerce sobre o território e a economia brasileira, interpretação baseada no trabalho de Brandão (2007).

Massey et al. (1993) não incluíram São Paulo como uma das Cidades Globais, porém, outras classificações, como as de Sassen (1998) e GaWC (2008), o fazem, entendendo que, na inserção do Brasil em uma divisão internacional do trabalho, a referida cidade é

o mais importante ponto nodal entre o território brasileiro e os mercados globais. Assim, mesmo sendo um movimento predominantemente rural-rural ou entre pequenas cidades, a mobilidade espacial para o corte de cana pode ser abordada por meio das conexões territoriais estruturadas a partir de uma cidade internacional como São Paulo.

Outro importante aspecto da compreensão de São Paulo como uma cidade internacional com fortes vínculos externos é propiciado pelo fato de que o Estado constitui a mais importante área de produção de cana-de-açúcar. Uma das razões para isso é a proximidade em relação ao maior mercado consumidor no Brasil, devido à densa urbanização em torno da Região Metropolitana de São Paulo.

### **Nível micro**

As questões de nível macro compõem fundamentalmente o arcabouço conceitual desenvolvido, porém, a mobilidade espacial dos cortadores de cana não pode ser entendida sem uma compreensão de processos e dimensões em nível micro. Duas motivações embasam tal necessidade: aqueles que se engajam nessa mobilidade e os seus domicílios têm algumas especificidades que os diferenciam em relação àqueles que não migram (KATZ; STARK, 1986; MASSEY et al., 1993; VANWEY, 2005); dimensões macro permitem algumas reflexões prospectivas, mas o nível micro compõe melhores indicadores dos possíveis desdobramentos das trajetórias destas pessoas (MASSEY et al., 1993). Assim, é importante apresentar as ideias fundamentais sobre este nível, sendo que a perspectiva da Nova Economia das Migrações provê as mais interessantes.

O pressuposto básico de Moraes et al. (2009) enquanto principal motivação para as pessoas se engajarem nesta mobilidade é questionável por meio das ideias dos autores fundamentais da referida perspectiva (por exemplo, STARK; BLOOM, 1985; KATZ; STARK, 1986). Para estes autores, diferenças em salários e na taxa de desemprego, aspectos determinantes das ideias neoclássicas, não explicam o engajamento em processos de mobilidade, pois é possível que as pessoas migrem mesmo quando o ganho esperado no destino é inferior ao do lugar de origem, motivadas por diversas outras falhas de mercado apontadas por autores vinculados à Nova Economia das Migrações. Outra ideia importante contradiz o pressuposto de que a decisão de migrar é feita por indivíduos isolados, o que foi sintetizado, a partir de outros autores, por Massey et al. (1993, p. 436, tradução nossa):

a decisão de migrar não é feita de maneira isolada por atores individuais, mas por unidades maiores de pessoas inter-relacionadas – tipicamente famílias ou domicílios, mas algumas vezes comunidades, nas quais as pessoas agem coletivamente para maximizar a renda esperada, mas também para minimizar riscos e reduzir restrições associadas com vários tipos de falhas de mercados, distintas daquelas do mercado de trabalho.

As falhas de mercado que podem motivar as pessoas a se engajarem em processos de mobilidade estão relacionadas às más condições ou à ausência de seguros de colheita e de mercados futuros, de capitais e crédito, além de seguros-desemprego e dos benefícios

de aposentadoria. Nas regiões mais pobres, o acesso aos referidos mercados e às formas de seguros pode ser problemático, especialmente porque aqueles determinados pelo mercado são dirigidos a cultivos e regiões mais capitalizadas, fato que pode ser relacionado à estagnação rural como uma causa da migração, ideia proposta por Singer (1987).

Outro conceito importante nessa perspectiva é a ideia de privação relativa<sup>2</sup> (STARK; TAYLOR, 1989). Embora os autores estejam se referindo diretamente à importância desta ideia para a compreensão da migração internacional, tal proposição pode ser estendida ao tipo específico de mobilidade aqui abordada. Percepção de uma má condição em relação a outras pessoas em termos do acesso a formas de renda e diferentes bens, considerando-se apenas as pessoas de sua própria comunidade ou vilarejo, pode gerar a necessidade de se engajar em um trabalho temporário ou sazonal em outras regiões.

A estratégia para obter mais recursos em outros lugares é o objeto da análise de Katz e Stark (1986, p. 136, tradução nossa): “a unidade de tomada de decisão é geralmente a família, da qual o indivíduo é membro. Migração de um membro familiar é desta maneira garantida quando facilita a redução dos riscos aos quais a família se expõe por meio da diversificação de fontes de renda”. Falta de recursos é uma questão tratada mais por famílias do que por indivíduos. Assim, a estratégia para obter incrementos envolve a escolha de um indivíduo que possa conseguir mais e a criação de condições para reduzir os riscos relacionados a esta mobilidade. No caso dos cortadores de cana-de-açúcar, este apoio pode ser a manutenção de alguns cultivos de subsistência na pequena propriedade familiar e a garantia da sua reprodução.

A mobilidade espacial para o trabalho rural na Índia é abordada por Habersfeld et al. (1999) a partir dos pressupostos da Nova Economia das Migrações. Demonstrando a relevância do foco nos domicílios como unidade decisória e da mobilidade enquanto estratégia para redução dos riscos envolvidos na pequena produção agrícola, este trabalho constitui relevante exemplo da adaptação de uma perspectiva teórica originalmente voltada ao estudo das migrações internacionais para a análise de processos de mobilidade interna. Novaes (2007) destaca questões semelhantes a respeito das motivações dos trabalhadores migrantes para o corte da cana, caracterizando-as enquanto estratégias para diversificação ou redução de riscos, além das decisões constituídas por grupos mais amplos do que apenas o indivíduo.

A relevância dessa perspectiva micro não está relacionada apenas às motivações e bases para tal mobilidade em si mesma, já que as perspectivas futuras desta e especialmente as dos migrantes também são importantes. Uma situação continuada de baixa renda poderia ser enfrentada com o engajamento em outros fluxos ou a partir de uma “fixação” em algum lugar, ou até de um retorno “definitivo” aos lugares de origem, sobrevivendo por meio de atividades básicas de subsistência e/ou suporte de programas governamentais. As possibilidades de uma efetiva melhoria da situação podem requerer a obtenção de níveis educacionais mais

---

<sup>2</sup> *Relative deprivation* no original.

significativos, que poderiam embasar a busca por melhores empregos em determinados destinos depois de se decidir pelo estabelecimento “permanente” num determinado lugar.

Os outros dois tipos de desdobramentos nas condições de vida estão mais relacionados às ações governamentais em vários níveis administrativos. O retorno das pessoas às áreas de origem sem o aumento da escolaridade pode ser “apoiado” por programas de transferência de renda ou pelo aumento das possibilidades de atingir mercados consumidores com seus produtos agrícolas, além de acessar mercados de capitais que pudessem embasar suas atividades rurais. A manutenção do movimento de busca de outras ocupações com baixa qualificação na construção civil ou em outras produções agrícolas depende do apoio governamental e do interesse de investidores nestas atividades, o que pode constituir uma demanda renovada por uma mão de obra móvel e barata.

### **A questão das redes migratórias**

Os contatos entre os trabalhadores para obtenção de trabalho e no suporte ao deslocamento e à instalação nos lugares de destino, além da demanda por mão de obra, implicam a necessidade de incorporar outro conceito relevante de uma perspectiva diferente dos estudos migratórios: as redes. A primeira questão a respeito das redes migratórias é abordada por Massey (1986), quando o autor trata da organização social da migração de mexicanos para os Estados Unidos a partir das relações estabelecidas nas comunidades de origem.

A questão da demanda por trabalhadores estrutura-se a partir do trabalho de Krissman (2005), no qual são desenvolvidas críticas relevantes à perspectiva das redes migratórias a partir do que o autor classifica como o “modelo de Douglas Massey”, apontando a falta de considerações sobre o lado da demanda por trabalhadores nos estudos sobre redes nas migrações de mexicanos para os EUA. Além do papel dos empregadores norte-americanos, Krissman (2005) enfatiza as redes externas à comunidade migrante baseada nas mesmas origens, o que revela que não apenas os contatos com norte-americanos, mas também a natureza das relações, em muitas situações, não é tão positiva, simétrica ou sem hierarquias como demonstra a maioria dos trabalhos baseados no denominado modelo de Douglas Massey.

O interesse nesta perspectiva baseia-se na abordagem das relações entre trabalhadores de mesma origem no contexto do mercado de trabalho do CAI canavieiro e nas conexões entre migrantes “oferecendo” seu trabalho em troca de baixa remuneração e os empregadores no setor sucroalcooleiro, que buscam uma fonte de trabalho barato. Há um complexo conjunto de relações entre diversos agentes, compondo a rede dos cortadores de cana e vinculando origens específicas a destinos específicos.

A importância do trabalho de Krissman (2005) está em sua ênfase na necessidade de entendimento da demanda por trabalhadores e das relações assimétricas que se articulam na mobilidade de pessoas para o trabalho no corte da cana-de-açúcar. Além dos migrantes e empregadores, há uma variedade de agentes nesse processo, que incluem contatos na

comunidade de origem, empreiteiros, “gatos” – intermediários –, ONGs que apoiam migrantes (especialmente as pastorais religiosas), inspetores das condições de trabalho, entre outros.

Análise bastante relevante das articulações por meio de relações assimétricas no contexto da mobilidade e do trabalho nas atividades agrícolas do CAI canavieiro é realizada por Silva (1999), que destaca as transformações nos papéis de “gatos”, empreiteiros e agenciadores na contratação de trabalhadores na região de Ribeirão Preto. Outros exemplos de trabalhos que destacam a relevância destas relações são os de Alves (2007), que aponta o papel dos empregadores na busca por trabalhadores migrantes do Maranhão, e o de Carneiro et al. (2007), que demonstra o papel dos contatos entre trabalhadores de mesma origem (Timbiras – MA) no sentido do deslocamento para o trabalho no corte da cana em São Paulo. A ideia de rede expressa neste último permite articulá-lo à questão das redes no sentido proposto por Massey (1986).

### **Síntese das questões teóricas**

A articulação dos referenciais teóricos relativos à análise da mobilidade espacial dos canavieiros pode ser sintetizada por meio de questões construídas a partir de cada uma das perspectivas consideradas.

A abordagem das questões estruturais da mobilidade espacial de cortadores de cana a partir da perspectiva do Sistema-Mundo, baseada em Massey et al. (1993), envolve compreender os seguintes aspectos: características das áreas de origem da mobilidade espacial; processos sociais, econômicos e espaciais que determinam a necessidade de engajamento nos deslocamentos para o trabalho no corte da cana; e dimensões políticas e ideológicas relacionadas a estes movimentos.

Em relação à dimensão micro, os pressupostos da Nova Economia das Migrações (STARK; BLOOM, 1985; KATZ; STARK, 1986; STARK; TAYLOR, 1989) embasam questões sobre os arranjos para o engajamento na mobilidade espacial, as estratégias familiares e domiciliares nesse contexto e os desdobramentos das trajetórias dos trabalhadores migrantes.

A partir dos referenciais teóricos sobre as redes migratórias, tanto em sua abordagem original (MASSEY, 1986) quanto em uma abordagem mais crítica (KRISMAN, 2000, 2005), é relevante observar os agentes envolvidos no estabelecimento e dinâmica dos movimentos, especificamente aqueles relacionados à troca de informações e à busca, “obtenção” e contratação de trabalhadores. Por último, as questões prospectivas referentes às trajetórias dos trabalhadores também são expressas por meio dos contatos entre os mesmos, já que a obtenção de outras ocupações muitas vezes está relacionada ao fato de ter trabalhadores da mesma origem em outros lugares ou também outras atividades.

Entende-se que o conjunto de questões de natureza teórica e conceitual articulado a partir da literatura voltada originalmente à análise da migração internacional subsidia compreensão mais aprofundada das características e padrões recentes da mobilidade espacial dos cortadores de cana.

## Considerações finais

A estruturação de um conjunto de referências teóricas para a análise da mobilidade espacial dos cortadores de cana é fundamental não apenas para definir as dimensões a serem consideradas, mas também por embasar a compreensão das suas articulações, além de constituir a base para as escolhas metodológicas, apontando os caminhos para o desenvolvimento das propostas.

As questões teóricas levantadas foram estruturadas com o intuito de avaliar uma dinâmica de mobilidade espacial específica, estando expressas em sentidos macro, nas causas, e micro, nas dimensões individuais e comunitárias do engajamento no processo de deslocamento e nas formas para sua efetivação por meio das redes migratórias. Essas questões, estruturadas a partir de três perspectivas teóricas distintas, são fundamentais para a compreensão de qualquer modalidade de mobilidade espacial.

Em nível macro são fundamentais questões relativas aos processos estruturais que ocorrem nas regiões de origem e instauram: a mobilidade espacial temporária como estratégia de determinados grupos sociais; as vinculações de processos regionais à dinâmica da divisão espacial do trabalho em múltiplas escalas espaciais ao longo do tempo; e as dimensões político e ideológicas sustentadoras das relações observadas entre regiões de origem e de destino, além dos processos econômicos, sociais e demográficos que as caracterizam.

O nível micro está expresso em questões referentes às diferenças entre os que se engajam no processo de mobilidade espacial e aqueles que não se mobilizam, aos arranjos familiares relacionados aos deslocamentos, às diferentes motivações e estratégias e às dimensões prospectivas, já que no caso dos cortadores de cana há, em curto prazo, a perspectiva do fim do corte manual.

A questão das redes também registra dimensões prospectivas, já que destaca contatos ou relações que permitem outras ocupações em outros lugares, por exemplo. Sua importância está relacionada ao processo de concretização do deslocamento, por meio da viabilização do trabalho, do transporte, do local de moradia, além de outros suportes.

A análise das questões levantadas a partir da literatura considerada não pode ser efetivada por informações secundárias de fontes convencionais, principalmente por envolver a abordagem de experiências, trajetórias e percepções. O uso de metodologias qualitativas, como entrevistas em profundidade, e a aplicação de *surveys* são as principais maneiras de se realizar uma análise a partir do campo de questões teóricas aqui registrado.

Considera-se que a relevância desse artigo está, especialmente, na articulação da literatura originalmente voltada para o estudo da migração internacional à abordagem da mobilidade espacial do canavieiros. Ainda que de maneira restrita, contribui-se para o desenvolvimento de outras análises com distintas espacialidades e temporalidades e para o debate teórico sobre dinâmicas de mobilidade espacial, compreendidas como processos sociais complexos e multifacetados.

## Referências

- ALVES, F. Migração de trabalhadores rurais do Maranhão e Piauí para o corte de cana em São Paulo. Será este um fenômeno casual ou recorrente da estratégia empresarial do Complexo Agroindustrial Canavieiro? In: NOVAES, J. R.; ALVES, F. (Orgs.). **Migrantes**. Trabalho e trabalhadores no Complexo Agroindustrial Canavieiro (os heróis do agronegócio brasileiro). São Carlos: EdUFSCAR, 2007, p. 21-54.
- BALSADI, O. V. Mercado de trabalho assalariado na cultura da cana-de-açúcar no período 1992-2006. **Revista de Economia Agrícola**, v. 57, n. 1, p. 91-110, 2010.
- BRANDÃO, C. A. **Território e desenvolvimento**: as múltiplas escalas entre o local e o global. Campinas, Editora da Unicamp, 2007.
- CARNEIRO, M. S.; SOUSA, A.; MARINHO, K. Migração, estrutura agrária e redes sociais. Uma análise do deslocamento de trabalhadores maranhenses rumo à lavoura da cana em São Paulo. In: NOVAES, J. R.; ALVES, F. (Orgs.). **Migrantes**. Trabalho e trabalhadores no Complexo Agroindustrial Canavieiro (os heróis do agronegócio brasileiro). São Carlos: EdUFSCAR, 2007, p. 215-232.
- CHAPMAN, M.; PROTHERO, R. M. Themes on circulation in the Third World. In: CHAPMAN, M.; PROTHERO, R. M. (Orgs.). **Circulation in Third World countries**. Londres: Routledge & Kegan Paul, 1985, p. 1-26.
- CUNHA, J. M. P.; BAENINGER, R. Las migraciones internas en el Brasil contemporáneo. **Notas de Población**, v. 82, p. 33-67, 2007.
- DURHAM, E. **A caminho da cidade**. A vida rural e a migração para São Paulo. São Paulo: Perspectiva, 1973.
- FARIA, V. Cinquenta anos de urbanização no Brasil: tendências e perspectivas. **Novos Estudos Cebrap**, n. 29, 1991.
- GLOBALIZATION AND WORLD CITIES (GaWC) RESEARCH NETWORK. **The world according to GaWC 2008**. Globalization and World Cities (GaWC) Study Group and Network. Loughborough University, 2009. Disponível em: <<http://www.lboro.ac.uk/gawc/world2008t.html>>. Acesso em: 23 set. 2011.
- GONÇALVES, M. F. **As engrenagens da locomotiva**: ensaio sobre a formação urbana paulista. Tese (Doutorado em Ciências Sociais) – Instituto de Filosofia e Ciências Humanas. Campinas, Unicamp, 1998.
- HABERFELD, Y.; MENARIA, R. K.; SAHOO, B. B.; VYAS, R. N. Seasonal migration of rural labor in India. **Population Research and Policy Review**, v. 18, p. 473-489, 1999.
- KATZ, E.; STARK, O. Labor migration and risk aversion in less developed countries. **Journal of Labor Economics**, v. 4, n. 1, p. 134-149, 1986.
- KRISSMAN, F. Sin coyote ni patrón: why the “migrant network” fails to explain international migration. **International Migration Review**, v. 39, n. 1, p. 4-44, 2005.
- \_\_\_\_\_. Immigrant labor recruitment: U.S. agribusiness and undocumented migration from Mexico. In: FONER, N.; RUMBAUT, R. G.; GOLD, S. J. (Orgs.). **Immigration research for a new century**: multidisciplinary perspectives. New York: Russel Sage, 2000, p. 277-300.
- MASSEY, Doreen. **Spatial divisions of labor**: social structures and the geography of production. New York: Methuen, 1984.
- MASSEY, Douglas. The social organization of mexican migration to the United States. **Annals of the American Academy of Political and Social Science**, 487, p. 102-113, 1986.
- MASSEY, Douglas; ARANGO, J.; HUGO, G.; KOUAOUCI, A.; PELLEGRINO, A.; TAYLOR, J. E. **Worlds in motion**: understanding international migration at the end of the millennium. Oxford: Oxford University Press, 1998.

\_\_\_\_\_. Theories of international migration. **Population and Development Review**, v. 19, n. 3, p. 431-466, 1993.

MENEZES, M. A.; SATURNINO, M. As migrações sazonais do sertão paraibano para as usinas canavieiras de São Paulo. In: NOVAES, J. R.; ALVES, F. (Orgs.). **Migrantes**. Trabalho e trabalhadores no Complexo Agroindustrial Canavieiro (os heróis do agronegócio brasileiro). São Carlos: EdUFSCAR, 2007, p. 233-256.

MITCHELL, J. C. Towards a situational sociology of wage-labour circulation. In: CHAPMAN, M.; PROTHERO, R. M. (Orgs.). **Circulation in Third World Countries**. Londres: Routledge & Kegan Paul, 1985, p. 30-53.

MORAES, M. A. F. D.; FIGUEIREDO, M. G.; OLIVEIRA, F. C. B. Migração de trabalhadores na lavoura canavieira paulista: uma investigação dos impactos sócio-econômicos nas cidades de Pedra Branca, Estado do Ceará, e de Leme, Estado de São Paulo. **Revista de Economia Agrícola**, v. 56, n. 2, p. 21-35, 2009.

MUKHERJI, S. The syndrome of poverty and wage labour circulation: the Indian scene. In: CHAPMAN, M.; PROTHERO, R. M. (Orgs.). **Circulation in Third World Countries**. Londres: Routledge & Kegan Paul, 1985, p. 279-298.

NOVAES, J. R. P. Idas e vindas: disparidades e conexões regionais. Um estudo sobre o trabalho temporário de nordestinos na safra da cana paulista. In: NOVAES, J. R.; ALVES, F. (Orgs.). **Migrantes**. Trabalho e trabalhadores no Complexo Agroindustrial Canavieiro (os heróis do agronegócio brasileiro). São Carlos: EdUFSCAR, 2007, p. 87-117.

NOVAES, J. R.; ALVES, F. (Orgs.). **Migrantes**. Trabalho e trabalhadores no Complexo Agroindustrial Canavieiro (os heróis do agronegócio brasileiro). São Carlos: EdUFSCAR, 2007.

PALMER, R. W. Temporary migration and illegal aliens. In: PALMER, R. W. **Pilgrims from the Sun: West Indian migration to America**. New York: Twayne Publishers, 1995, p. 44-55.

ROBERTS, K. D. **Agrarian structure and labor migration in rural Mexico**. San Diego: Program in United States – Mexican Studies – University of California, 1981 (Working papers in U.S. – Mexican Studies, n. 30).

SASSEN, S. **As cidades na economia mundial**. São Paulo: Studio Nobel, 1998.

\_\_\_\_\_. **The global city**: New York, London, Tokyo. Princeton: Princeton University Press, 1991.

\_\_\_\_\_. **The mobility of labor and capital**: a study in international investment and labor flow. Cambridge: Cambridge University Press, 1988.

SILVA, M. A. M. Trabalho e trabalhadores na região do “mar de cana e do rio de álcool”. In: NOVAES, J. R.; ALVES, F. (Orgs.). **Migrantes**. Trabalho e trabalhadores no Complexo Agroindustrial Canavieiro (os heróis do agronegócio brasileiro). São Carlos: EdUFSCAR, 2007, p. 55-86,

\_\_\_\_\_. Se eu pudesse, quebraria todas as máquinas. In: ANTUNES, R; SILVA, M. A. M. **O avesso do trabalho**. São Paulo: Expressão Popular, 2010, p. 25-65.

\_\_\_\_\_. **Errantes do fim do século**. São Paulo: Fundação Editora da Unesp, 1999.

SINGER, P. Migrações internas: considerações teóricas sobre o seu estudo. In: SINGER, P. **Economia política da urbanização**. São Paulo: Editora Brasiliense e Cebrap, 1987, p. 29-60.

SKELDON, R. **Population mobility in developing countries**. London; New York: Bedhaven Press, 1990.

SPAAN, E. **Labour circulation and socioeconomic transformation**. The case of East Java, Indonesia. Netherlands Interdisciplinary Demographic Institute – Report n. 56, The Hague, 1999.

STARK, O.; BLOOM, D. The new economics of labor migration. **The American Economic Review**, v. 75, n. 2, p. 173-178, 1985.

STARK, O.; TAYLOR, J. E. Relative deprivation and international migration. **Demography**, v. 26, n. 1, p. 1-14, 1989.

SZMRECSÁMYI, T.; RAMOS, P.; RAMOS FILHO, L. O.; VEIGA FILHO, A. A. **Dimensões, riscos e desafios da atual expansão canavieira**. Brasília: Embrapa, 2008 (Texto para discussão, 32).

VANWEY, L. K. Land ownership as a determinant of temporary migration in Nang Rong, Thailand. **European Journal of Population**, v. 19, n. 2, p. 121-145, 2003.

WOOD, C. H. Equilibrium and historical-structural perspectives on migration. **International Migration Review**, v. 16, n. 2, p. 298-19, 1982.

ZELINSKY, W. The hypothesis of the mobility transition. **Geographical Review**, v. 61, n. 2, p. 219-249, 1971.

## Sobre o autor

*Ricardo Antunes Dantas de Oliveira* é doutor em Demografia pelo Instituto de Filosofia e Ciências Humanas/Núcleo de Estudos de População – Nepo, da Universidade Estadual de Campinas – Unicamp. Pesquisador em Saúde Pública no Laboratório de Informação em Saúde (LIS), Instituto de Comunicação e Informação Científica e Tecnológica em Saúde (ICICT), Fundação Oswaldo Cruz (Fiocruz).

## Endereço para correspondência

Laboratório de Informação em Saúde (LIS), Instituto de Comunicação e Informação Científica e Tecnológica em Saúde (ICICT), Fundação Oswaldo Cruz, Ministério da Saúde  
Av. Brasil, 4365, Pavilhão Haity Moussatché, Manguinhos  
21040-360 – Rio de Janeiro-RJ, Brasil

## Abstract

*Theoretical references regarding international migration and the spatial mobility of sugarcane cutters*

The spatial mobility of sugarcane cutters has been a fundamental characteristic of the workforce of the Sugarcane Agro-industrial Complex in Brazil throughout its entire history. However, there are few examples of studies based on theoretical approaches to migration analysis, in view of the vast number of bibliographical references on this issue. Considering this background, this paper is an attempt at articulating the theoretical references most often used in studies on international migration with studies on the spatial mobility of sugarcane cutters. The purpose is to raise theoretical and conceptual questions that could be a basis for approaching this modality of displacement. On the basis of a literature review, the macro-level approach (World-Systems), the micro-level approach (New Economics of Migration) and the approach of migratory networks are discussed in view of the analyses of migrations of sugarcane cutters and with classic studies on rural exoduses in Brazil. It has been observed that macro-level issues allow researchers to raise questions on structural processes that link origins and destinations, whereas micro-level approaches make it possible to focus on family and household motivations and strategies. The role of networks stands out especially in the organization of displacement processes. The integration of the macro and micro levels with the issue of migratory networks is exemplified on the basis of considerations on sugarcane cutters' mobility. But it is also grounds for approaches on temporally and spatially distinct modalities, thus contributing to the current theoretical debate on spatial mobility.

**Keywords:** Spatial mobility. Theoretical references. Temporary migration. Agricultural workers.

## Resumen

### *Las referencias teóricas de la migración internacional y la cuestión de la movilidad espacial de los cortadores de caña*

La movilidad espacial de los cortadores de caña ha sido una característica fundamental del mercado de trabajo del Complejo Agroindustrial (CAI) de la caña de azúcar en Brasil a lo largo de su historia. Sin embargo, hay pocos ejemplos de trabajos basados en las perspectivas teóricas de los estudios migratorios en la vasta literatura sobre este tema. En este contexto, este artículo busca articular las principales referencias teóricas utilizadas normalmente para el análisis de las migraciones internacionales con los estudios sobre la movilidad espacial de los cortadores de caña de azúcar, con el fin de determinar las cuestiones teórico-conceptuales que podrían sustentar un abordaje de esta modalidad de desplazamiento. A partir de la revisión bibliográfica se relacionan los enfoques de naturaleza macro (la perspectiva del sistema-mundo), micro (la nueva economía de las migraciones) y sobre las redes migratorias con el análisis de la migración de los cortadores de caña de azúcar y con los estudios clásicos sobre el éxodo rural en el país. Se observó que el nivel macro permite destacar las cuestiones relacionadas con los procesos estructurales que articulan orígenes y destinos, mientras que el enfoque micro hace posible el abordaje de las motivaciones y las estrategias familiares o domiciliarias. El papel de las redes se destaca principalmente en la organización del proceso de desplazamiento. La integración de los niveles macro y micro y de la cuestión de las redes migratorias se ejemplifica a partir de la consideración de los desplazamientos de los cortadores de caña de azúcar, pero también subyace a los abordajes sobre modalidades temporal y espacialmente distintas, contribuyendo al debate teórico sobre la movilidad espacial en la actualidad.

**Palabras clave:** Movilidad espacial. Referencias bibliográficas. Migración temporal. Trabajadores agrícolas.

Recebido para publicação em 11/09/2013

Aceito para publicação em 18/11/2014



# Notas sobre os diferenciais educacionais e econômicos da fecundidade no Brasil

**Elza S. Berquó\***  
**Suzana M. Cavenaghi\*\***

## Introdução

No Brasil, assim como em outros países, com a fecundidade em transição ou quase em seu final, a educação e o rendimento se apresentam negativamente correlacionados com o nível da fecundidade. Com a queda desta última, apesar de certa tendência de convergência nas taxas entre os grupos socioeconômicos, observa-se que a fecundidade ainda mantém um diferencial bastante elevado entre as mulheres pertencentes às categorias extremas destes grupos populacionais. Assim, apesar de a taxa de fecundidade de período (TFT) ter alcançado nível abaixo da reposição entre 2000 e 2010, chegando de fato a 1,9 filho por mulher em média, em 2010, conforme dados do Censo Demográfico, não é surpreendente encontrar variações importantes em torno dessa média nacional, diante da diversidade de comportamentos e diferenças no acesso aos meios contraceptivos e de interrupção da gravidez.

Em trabalhos anteriores, Berquó e Cavenaghi (2004; 2005) buscaram quantificar, localizar e qualificar os grupos que já se encontravam com fecundidade abaixo do nível de reposição e aqueles que ainda estavam com taxas de fecundidade elevadas, no período de 1991 a 2000. Para atualizar estas informações e entender as tendências recentes dos diferenciais de fecundidade no Brasil, as autoras desenvolvem o projeto *Mapeamento socioeconômico e demográfico dos regimes de fecundidade no Brasil em 2010*,<sup>1</sup> usando os dados dos Censos Demográficos. No entanto, devido a mudanças importantes no contexto socioeconômico e alteração na informação sobre escolaridade coletada no censo mais recente, algumas decisões metodológicas tiveram que ser consideradas e analisadas.

---

\* Centro Brasileiro de Análise e Planejamento (Cebrap), São Paulo-SP, Brasil (berquo@cebrap.org.br).

\*\* Escola Nacional de Ciências Estatísticas (Ence) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), Rio de Janeiro-RJ, Brasil (suzana\_cavenaghi@uol.com.br).

<sup>1</sup> Projeto apoiado pelo CNPq, Universal 480541/2012-4.

Neste cenário, o objetivo da presente nota de pesquisa é realizar uma análise das estimativas de fecundidade por grupos educacionais e de rendimento domiciliar *per capita* em 2000 e 2010, para buscar evidências se o Brasil está diante de uma mudança de comportamento da fecundidade das mulheres mais educadas e mais abastadas ou se, em grande medida, as mudanças observadas devem-se aos efeitos de composição nas estruturas educacionais e de rendimento recentes no país.

## Antecedentes

Os resultados do Censo Demográfico de 2010 trouxeram algumas novidades quanto ao comportamento da fecundidade por grupos etários e segundo categorias de educação e rendimento, principalmente com relação à fecundidade de adolescentes e jovens e, no caso dos diferenciais socioeconômicos, apresentando tendências aparentemente contrárias às que vinham sendo observadas nos resultados dos últimos Censos Demográficos.

Quanto ao comportamento etário, a distribuição da fecundidade recente mostra que as jovens reduziram a taxa específica do grupo de 15 a 19 anos, passando de 93 nascimentos por mil mulheres nessa faixa etária, em 2000, para 71, em 2010, apesar de apresentarem fecundidade ainda relativamente alta, quando comparadas a outros grupos etários e, principalmente, com mulheres residentes em outros países com níveis de fecundidade abaixo do nível de reposição. Assim, o rejuvenescimento da fecundidade, que vinha sendo registrado há várias décadas, já não ocorre e pode até acontecer uma pequena postergação da fecundidade (CAVENAGHI; BERQUÓ, 2014).

Em relação às tendências dos diferenciais de fecundidade por educação e rendimento, os dados mostram que a redução da fecundidade deveu-se, em maior medida, ao comportamento das mulheres menos escolarizadas e mais pobres (CAVENAGHI; BERQUO, 2014), havendo, inclusive, um aparente aumento da taxa para o grupo de mulheres mais escolarizadas.<sup>2</sup> Entre 2000 e 2010, a TFT passou de 3,7 para 3,0 filhos, entre as mulheres sem instrução ou com até três anos de estudos, e de 2,8 para 2,6 filhos, para aquelas com quatro a oito anos de estudo. De outro lado, as estimativas da TFT mostram, neste mesmo período, aumento de 1,6 para 1,8 filho, entre as mulheres com educação média, de 9 a 11 anos de estudos, e de 1,1 para 1,2 filho, entre aquelas com 12 ou mais anos de estudo.

No que concerne aos diferenciais da fecundidade por rendimento, usando o valor de rendimento médio mensal domiciliar *per capita* sem considerar a inflação, os resultados analisados pelas autoras mostram que todos os segmentos apresentaram diminuição da taxa de fecundidade, mas a queda é bem maior nos grupos de rendimentos mais baixos. O grupo de mulheres em domicílios sem rendimento até um quarto de salário mínimo passou de uma TFT de 4,6 filhos em média, em 2000, para 3,3, em 2010; no outro extremo, para mulheres

<sup>2</sup> Eduardo Rios-Neto, em apresentação de trabalho no Seminário Internacional Família, Gênero e Gerações – entre mudanças e permanências, realizado de 26 a 27 de novembro de 2013, em Campinas-SP.

em domicílios com cinco ou mais salários mínimos *per capita*, as taxas corresponderam a 1,2 e 1,1 filho, respectivamente, em 2000 e 2010.<sup>3</sup>

No entanto, estes resultados devem ser avaliados com cuidado, pois a educação e o rendimento são informações coletadas no momento da realização do censo e não no momento do nascimento dos filhos. As mudanças socioeconômicas recentes, portanto, são responsáveis por um efeito de composição destes segmentos populacionais, afetando diretamente o nível de fecundidade do grupo. De fato, atrelado às mudanças demográficas nos últimos anos, principalmente após a virada do século, o Brasil tem passado por um crescimento econômico com mobilidade social ascendente, com diminuição das desigualdades sociais, o que tem permitido a inclusão de amplas parcelas da sociedade no mercado de consumo e ampliação da classe média. O número de domicílios no estrato médio passou de 15,8 milhões, em 1996, para 26,2 milhões, em 2008, segundo dados das PNAD.<sup>4</sup> Contudo, analisando as distribuições de mulheres de 15 a 49 anos por rendimento médio domiciliar *per capita*, em 2000 e 2010, verifica-se aumento da porcentagem de mulheres no extremo mais baixo da renda, aquelas em domicílios com até um salário mínimo *per capita* (de 52% para 61%), causando uma compressão dos segmentos com renda média e alta. Isto ocorre devido ao ganho real do salário mínimo do período, além da correção inflacionária que não afeta o rendimento da população que não recebe o correspondente em salários mínimos.

Adicionalmente, nos últimos dez anos, houve uma mudança estrutural muito forte na cobertura educacional no Brasil, principalmente chegando à quase cobertura total no ensino fundamental. Este comportamento se reflete na escolaridade das mulheres de 15 a 49 anos, no período de estudo, e mais fortemente para as mulheres mais jovens. Para dar um exemplo, o número de mulheres com 12 anos ou mais de estudos, que correspondia à metade daquelas com 0 a 3 anos de estudos, apresentou um aumento de quase três vezes no seu contingente, passando de pouco mais de 4 milhões para 10 milhões, entre 2000 e 2010, e ampliando de 9,2% para 18,8% sua representatividade relativa no grupo de mulheres de 15 a 49 anos, nesse período (BERQUÓ; CAVENAGHI, 2014).<sup>5</sup>

### Dados para análise da fecundidade por educação e rendimento

Apesar de a fecundidade ter alcançado nível abaixo da reposição populacional desde 2005 no Brasil, comparável aos países desenvolvidos, os registros de nascimentos no país ainda não têm cobertura total. Mesmo em locais onde a cobertura dos registros chega

<sup>3</sup> Os resultados para todos os grupos de rendimento e cruzamento destes com educação podem ser observados em Cavenaghi e Berquó (2014).

<sup>4</sup> Os motivos citados para a redução da pobreza e das desigualdades sociais no Brasil são muitos, tais como ampliação dos programas de transferência de renda, políticas de valorização do salário mínimo, aumento no número de empregos formais com ganhos reais de renda, avanço no sistema educacional, com a universalização do ensino fundamental e melhorias no ensino médio, e fatores demográficos, como mudanças na composição etária decorrentes da queda da fecundidade (SOARES, 2006; BARROS et al., 2006; IPEA, 2009; NERI, 2009; SOUZA; LAMOUNIER, 2010).

<sup>5</sup> Uma análise mais detalhada das mudanças na estrutura educacional e de rendimento foi apresentada pelas autoras em Berquó e Cavenaghi (2014).

perto do universo de nascimentos, a má qualidade do preenchimento das informações sociodemográficas dificulta sobremaneira o uso dos registros vitais. Dessa forma, a fonte de dados ainda mais recomendada no país para análise dos diferenciais educacionais e de rendimento da fecundidade é o Censo Demográfico. Consequentemente, as estimativas da fecundidade devem ser obtidas por métodos indiretos e, neste estudo, foram comparados o método da razão P/F de Brass (UNITED NATIONS, 1983) e o método relacional de Gompertz (MOULTRIE et al., 2013).

Com relação às variáveis usadas na análise, é importante destacar que, no Censo Demográfico de 2010, não foi incluída a pergunta sobre o último nível de ensino e a última série concluídos com aprovação para as pessoas que não frequentavam a escola no período de referência do censo, impossibilitando o cálculo de anos de estudos completos de forma direta para todas as mulheres (somente permite para aquelas que frequentavam escola no momento da pesquisa). A partir das informações educacionais presentes no questionário do Censo Demográfico de 2010, o IBGE (2013) estimou o nível de instrução para toda a população e disponibilizou essas informações no arquivo de microdados do referido censo. Para o estudo da fecundidade no Brasil, as categorias dos níveis educacionais disponibilizadas não são as mais comumente usadas, pois sabe-se que o ensino fundamental completo tem um limiar importante no comportamento reprodutivo. De outro lado, o ensino superior completo não é compatível com as idades iniciais do ciclo reprodutivo.

Dessa forma, mesmo não sendo possível estimar anos de estudo completo por anos simples, a partir da variável de nível de instrução e demais informações disponíveis no Censo Demográfico de 2010 estimou-se uma nova *proxy* de categorias educacionais para 2010. Estes grupos educacionais, mais compatíveis com a análise da fecundidade, foram estimados a partir de algoritmo proposto pela Fundação João Pinheiro,<sup>6</sup> sendo que os grupos de anos de estudo eram: 0 a 3 anos de estudo (sem instrução até primário incompleto); 4 a 8 anos de estudo (primário completo até ensino fundamental completo); 9 a 11 anos de estudo (ensino médio incompleto e completo); e 12 anos ou mais (ensino médio completo e superior incompleto ou completo).

No que concerne à variável rendimento médio domiciliar *per capita*, alguns procedimentos metodológicos também merecem destaque. O valor em salários mínimos vinha sendo utilizado em trabalhos anteriores pelas autoras, como forma de comparar dados entre os diferentes censos. Devido, principalmente, ao ganho real no salário mínimo, buscaram-se alternativas de comparação. A primeira foi estimar o rendimento em reais equivalentes aos valores de 2000 e, outro, com base nos valores de 2010, todos com base no deflator do INPC,<sup>7</sup> nos dois casos colocados em valores de salário mínimo do ano base. Dessa forma, o cálculo da fecundidade por rendimento médio domiciliar *per capita* em salários mínimos foi realizado para três tipos de situação: salário mínimo do ano correspondente aos dados

<sup>6</sup> O algoritmo utilizado nos microdados da amostra do Censo Demográfico de 2010, a partir da sintaxe do *software* Statistical Analysis System (SAS), encontra-se em Berquó e Cavenaghi (2014).

<sup>7</sup> Os valores do número índice do INPC foram obtidos no Ipeadata (<http://www.ipeadata.gov.br/>).

de 2000 e 2010; salário mínimo em valores recebidos em 2000 e inflacionados pelo INPC para 2010, com categorias de SM de 2010; e salário mínimo em valores recebidos em 2010 e deflacionados pelo INPC para 2000, com categorias de SM de 2000.

## Métodos de estimativas da fecundidade

Na América Latina, incluindo o Brasil, e na maior parte dos países com dados de fecundidade incompletos, utilizam-se os métodos indiretos para calcular a fecundidade. Particularmente no Brasil, o método da razão P/F de Brass (UNITED NATIONS, 1983) tem sido amplamente empregado desde a década de 1960 e continua sendo necessária sua aplicação, mesmo estando em nível de fecundidade abaixo do nível de reposição. Recentemente, na revisão do *Manual X*, os autores da versão *on-line* afirmam que as estimativas das taxas de fecundidade pelo método da razão P/F estão ultrapassadas e o método relacional de Gompertz deveria ser utilizado: “*the method in its original and modified forms has been superseded by the relational Gompertz model and its variants*” (MOULTRIE et al., 2013, p. 52).

Adicionalmente, os autores afirmam que o método relacional de Gompertz (também proposto inicialmente por Brass) e com solução de Zaba (1981) é um refinamento do método da razão P/F de Brass e com algumas vantagens sobre este. Entre tais vantagens, os autores citam que o relacional de Gompertz: não necessita do suposto de fecundidade constante no período mais recente; usa um padrão confiável de regimes de fecundidade média e alta;<sup>8</sup> os dados de cada distribuição linearizada fornecem um guia poderoso para determinar a confiabilidade de cada ponto (grupo etário); e o modelo fornece uma maneira adequada de interpolar os dados em idades simples, permitindo o reagrupamento em grupos etários não convencionais para grupos convencionais (MOULTRIE et al., 2013).

Diante do exposto, foi necessária uma comparação entre os dois métodos para o caso dos dados dos Censos Demográficos, principalmente para grupos socioeconômicos, antes de selecionar o método a ser utilizado na pesquisa. No entanto, de partida este procedimento não seria adequado no caso de estimação de fecundidade para grupos socioeconômicos em que o diferencial de fecundidade é grande entre os grupos, com regimes altos e baixos para diferentes segmentos populacionais, pois seria preciso empregar padrões diferenciados para cada segmento populacional. Além disso, no caso da América Latina, e Brasil, o padrão de fecundidade por idade apresenta-se rejuvenescido para alguns grupos e já mais envelhecido para outros, o que dificulta o uso de um mesmo padrão.

Ainda assim, aplicaram-se ambos os métodos para os dados dos Censos Demográficos de 2000 e 2010 para os grupos educacionais. Os resultados comparando as taxas específicas de fecundidade por idade para os dois métodos são apresentados nos Gráficos 1 e 2. A taxa de fecundidade total é mostrada nas legendas dos gráficos, entre parênteses. O primeiro fato que se observa é que as TFT estimadas, por ambos os métodos, para todos os grupos

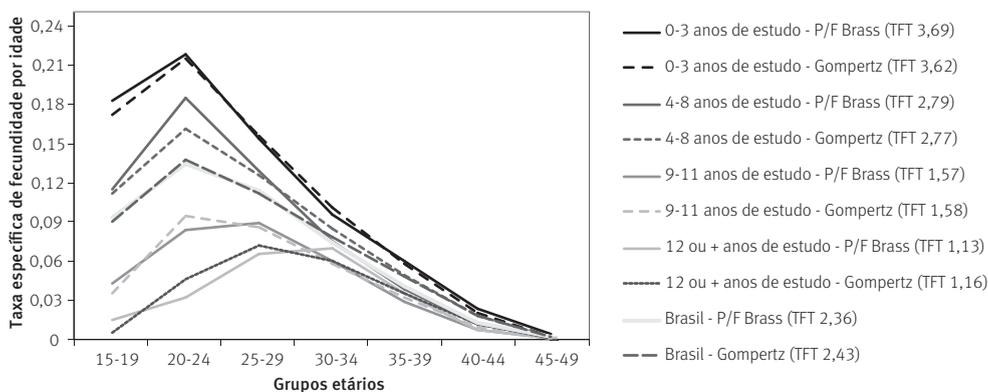
<sup>8</sup> Os autores afirmam que o padrão de fecundidade usado no método não deveria ser empregado para regimes baixos de fecundidade, sendo necessária a estimação de um novo padrão para substituir o padrão utilizado no ajuste proposto no *Manual X on-line*.

educacionais, são muito parecidas; as diferenças em geral estão na segunda casa decimal e, mesmo assim, muito próximas. A primeira conclusão decorrente desse resultado é que para a TFT, para ambos os métodos, os resultados são bons, não devendo de antemão se descartar o método da razão P/F, que tem aplicação mais simples.

O segundo fato decorrente da análise dos Gráficos 1 e 2 é que a taxas específicas de fecundidade por idade (apesar de fornecerem TFT muito similar) apresentam formas diferenciadas para todos os grupos educacionais. Nos grupos de mulheres com menor escolaridade, o método relacional de Gompertz fornece valores mais baixos do que a razão P/F para mulheres mais jovens (e obviamente mais altos para mulheres em idades mais avançadas no período reprodutivo). O contrário é observado para os grupos de maior escolaridade, em que o método relacional de Gompertz rejuvenesce a curva de fecundidade, principalmente com maiores níveis de fecundidade para a mulheres de 20-24 e de 25-29 anos, inclusive mudando o pico de fecundidade de 30-34 anos para 25-29, no segmento de mulheres com 12 anos ou mais de estudo.

Em vista dos resultados encontrados<sup>9</sup> e com base no fato de que os dados de fecundidade recente coletados nos Censos Demográficos brasileiros são de boa qualidade (ALVES; CAVENAGHI, 2014), apesar de apresentar a esperada subdeclaração, optou-se por utilizar o método de razão P/F de Brass nesta pesquisa. Adicionalmente, deve-se considerar que o ajuste final selecionado com o método relacional de Gompertz, a despeito de os autores ressaltarem que se podem escolher os melhores conjuntos de pontos na distribuição, depende muito de análise visual, que é bastante trabalhosa, comparada com o método da razão P/F de Brass, que, por sua vez, apresenta resultados mais eficazes para qualquer nível de fecundidade, principalmente, por não impor uma distribuição padrão aos dados.

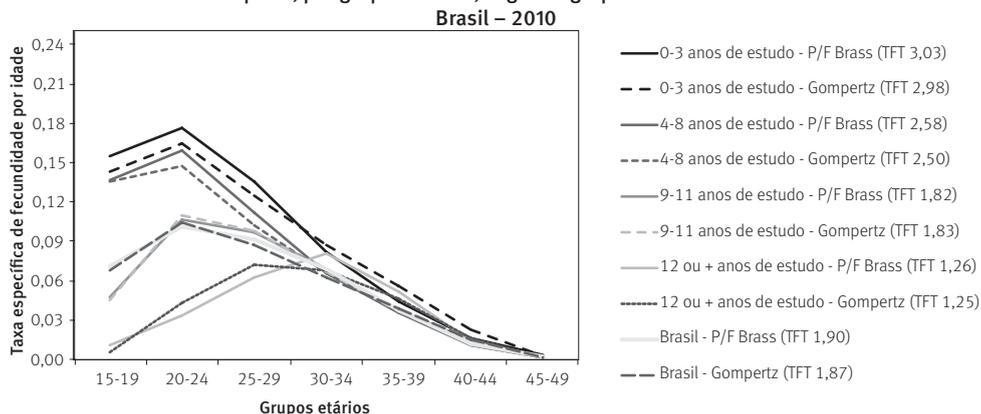
**GRÁFICO 1**  
Taxas específicas de fecundidade estimadas pelo método da razão P/F de Brass e pelo método relacional de Gompertz, por grupos etários, segundo grupos de anos de estudos  
Brasil – 2000



Fonte: IBGE. Censo Demográfico de 2000. Microdados da amostra.

<sup>9</sup> Os métodos foram comparados também para os grupos de rendimento domiciliar *per capita* (não apresentados aqui) e registraram os mesmos resultados por grupos educacionais.

**GRÁFICO 2**  
**Taxas específicas de fecundidade estimadas pelo método da razão P/F de Brass e pelo método relacional de Gompertz, por grupos etários, segundo grupos de anos de estudos**



Fonte: IBGE. Censo Demográfico de 2010. Microdados da amostra.

Vale ressaltar ainda que um método paramétrico, que depende de um padrão de fecundidade, deveria ser recomendado somente quando a qualidade dos dados a serem ajustados é de reconhecida má qualidade e, principalmente, apresentam qualidade diferencial por grupos de idade das mulheres, o que não é o caso do Brasil, principalmente nos censos mais recentes (ALVES; CAVENAGHI, 2014).

### Os efeitos das mudanças educacionais e de rendimento nas taxas de fecundidade

Mudanças importantes na estrutura educacional, como a que ocorreu principalmente na década passada, têm a potencialidade de afetar sobremaneira as estimativas de fecundidade de período, como a taxa total de fecundidade, visto que a educação das mulheres é a informação coletada no momento da pesquisa e não no momento que estas mulheres tiveram seus filhos. Deve-se lembrar que a taxa de fecundidade utiliza informação dos filhos nascidos no último ano, portanto, muito provavelmente a mulher tinha a mesma educação declarada ao ter o filho, mas usa também o comportamento da fecundidade acumulada, ou seja, todos os filhos nascidos vivos até o momento da entrevista. Adicionando o padrão jovem da fecundidade do país, com as maiores taxas para mulheres de 20 a 29 e também de 15 a 19 anos, este efeito pode ser ainda maior.

Em situações como essa, o que em geral acontece é que as mulheres que estavam sujeitas a um regime maior de fecundidade, ao melhorarem seu nível educacional, levam consigo uma taxa de fecundidade maior para grupos mais escolarizados. Isso não somente tem o efeito de aumentar a fecundidade desses grupos mais educados, como também de não captar quedas maiores nos grupos menos educados, se seletivamente ficaram nestes grupos as mulheres com maior fecundidade do que aquelas que saíram do grupo. Dados longitudinais, com coleta de informações que variam no tempo, como a escolaridade e o

número de filhos, é essencial para analisar tendências ao longo do tempo no comportamento da fecundidade. Na ausência destes, o que se pode fazer é mensurar quanto da mudança estrutural educacional (ou outras variáveis) está correlacionado com o nível de fecundidade no período observado.

Um exercício muito simples de padronização da estrutura educacional pode, por exemplo, responder quanto da queda da fecundidade de 2,4 filhos por mulher em média para 1,9 foi devido à mudança na estrutura educacional, assumindo que os quatro grupos de escolaridade utilizados medem adequadamente a estrutura educacional, usando os dados da Tabela 1. Multiplicando-se as taxas de fecundidade de 2010 pela estrutura educacional de 2000, encontra-se o valor de 2,3, ou seja, se a estrutura educacional de 2000 tivesse permanecido em 2010, a fecundidade seria de 2,3 filhos e não de 1,9. Portanto, o efeito da mudança na estrutura educacional está relacionado a uma mudança importante nas taxas de fecundidade, um efeito de 84% de queda (após controlar pela estrutura etária este feito continua o mesmo).

**TABELA 1**  
**Taxas de fecundidade total e distribuição das mulheres de 15 a 49 anos, segundo grupos de anos de estudos**  
**Brasil – 2000-2010**

Grupos de anos de estudo	2000			2010		
	TFT	Mulheres de 15 a 49 anos		TFT	Mulheres de 15 a 49 anos	
		N. abs.	%		N. abs.	%
De 0 a 3 anos	3,7	8.860.171	19,0	3,0	7.540.344	14,1
De 4 a 8 anos	2,8	20.061.172	42,9	2,6	14.996.270	28,0
De 9 a 11 anos	1,6	13.125.451	28,1	1,8	20.922.408	39,1
12 anos ou mais	1,1	4.279.854	9,2	1,2	10.065.866	18,8
<b>Total</b>	<b>2,4</b>	<b>46.731.299</b>	<b>100,0</b>	<b>1,9</b>	<b>53.524.887</b>	<b>100,0</b>

Fonte: IBGE, Censos Demográficos de 2000 e 2010. Microdados da Amostra.

As mudanças na estrutura de rendimento são menores do que aquelas observadas na estrutura educacional, mas o ganho real no salário mínimo redistribui as mulheres nos grupos de rendimento com efeitos importantes nos níveis de fecundidade calculados para cada grupo. Usando os valores sem considerar a inflação, os dados da Tabela 2 (colunas 1 e 4) mostram que, ao contrário da educação, o comportamento da TFT para todos os segmentos considerados apresenta diminuição da fecundidade, mas a queda é bem maior nos grupos de rendimento mais baixo. Os grupos de mulheres com maior rendimento, em 2010, são menores do que em 2000, isto é, houve uma “migração” das mulheres dos estratos mais altos para os estratos mais baixos. Por exemplo, embora a população feminina tenha crescido no período, o grupo de mulheres residentes em domicílios com cinco ou mais salários mínimos *per capita* passou de mais de 4 milhões, em 2000, para somente 2,5 milhões em 2010. Os grupos de mulheres que aumentam em tamanho são aqueles com 1 a 2 salários mínimos ou menos.

A pergunta colocada com os dados da coluna 3 da Tabela 2 é: qual teria sido a taxa de fecundidade em 2000 se a distribuição da renda fosse aquela inflacionada a valores de

2010? Observa-se que a taxas de fecundidade em 2010 seriam menores ou iguais àquelas estimadas para 2000 em todos os grupos de rendimento. Esse procedimento torna as taxas de 2000 mais comparáveis às de 2010 e mostra, na coluna do número de mulheres em cada segmento, que a mobilidade de renda é ascendente, principalmente para os segmentos acima de meio salário mínimo *per capita*. Estes segmentos apresentaram uma queda modesta da fecundidade ou fecundidade constante no período. A população feminina com renda mais baixa registrou redução importante da fecundidade para o grupo de zero a ¼ de salário mínimo, ou seja, ao redor de 15% da população, passando de 4,1 para 3,3 filhos por mulher.

**TABELA 2**  
**Taxas de fecundidade e distribuição das mulheres de 15 a 49 anos, por diferentes cálculos do valor do rendimento, segundo grupos de rendimento médio domiciliar *per capita***  
**Brasil – 2000-2010**

Grupos de rendimento (em SM de 2000)	2000 observado (1)		2010 equivalente a 2000 (valor de 2010 levado ao valor de 2000 pelo INPC) (2)		Grupos de rendimento (em SM de 2010)	2000 equivalente a 2010 (valor de 2000 levado ao valor de 2010 pelo INPC) (3)		2010 observado (4)	
	TFT	N. de mulheres	TFT	N. de mulheres		TFT	N. de mulheres	TFT	N. de mulheres
Sem rendimento e até ¼ de SM (R\$ 0 a R\$ 37,75)	4,6	6.532.303	3,1	4.987.885	Sem rendimento e até ¼ SM (R\$ 0 a R\$ 127,50)	4,1	11.233.088	3,3	8.270.383
¼ a ½ SM (R\$ 37,75 a R\$ 75,50)	3,2	7.086.790	3,6	4.474.308	¼ a ½ SM (R\$ 127,50 a R\$ 255,50)	2,6	10.031.962	2,6	9.725.197
½ a 1 SM (R\$ 75,50 a R\$ 151,00)	2,4	10.577.392	2,5	10.759.299	½ a 1 SM (R\$ 255,50 a R\$ 510,00)	1,9	11.062.800	1,9	14.554.981
1 a 2 SM (R\$ 151,00 a R\$ 302,00)	1,8	10.361.690	1,8	14.903.878	1 a 2 SM (R\$ 510 a R\$ 1.020,00)	1,4	7.669.981	1,3	11.898.978
2 a 3 SM (R\$ 302,00 a R\$ 453,00)	1,4	4.255.674	1,3	7.251.819	2 a 3 SM (R\$ 1.020,00 a R\$ 1.530,00)	1,3	2.642.021	1,1	3.800.550
3 a 5 SM (R\$ 453,00 a R\$ 755,00)	1,3	3.691.935	1,1	5.448.786	3 a 5 SM (R\$ 1.530,00 a R\$ 2.550,00)	1,2	2.104.763	1,1	2.756.906
5 + SM (Mais de R\$ 755,00)	1,2	4.225.513	1,1	5.698.913	5+ SM (Mais de R\$ 2.550,00)	1,1	1.986.671	1,1	2.517.891
<b>Total</b>	<b>2,4</b>	<b>46.731.297</b>	<b>1,9</b>	<b>53.524.888</b>	<b>Total</b>	<b>2,4</b>	<b>46.731.286</b>	<b>1,9</b>	<b>53.524.886</b>

Fonte: IBGE. Censos Demográficos de 2000 e 2010. Microdados da amostra.

Outra comparação que pode ser feita para completar a análise é verificar o que ocorre quando os valores do rendimento em 2010 são deflacionados a valores de 2000 e agrupados conforme o salário mínimo de 2000. Neste caso, o que está implícito é como a população feminina se distribuiria se o salário mínimo tivesse aumentado somente com a correção do INPC, sem o ganho real. Esta comparação é feita entre as colunas 1 e 2 da Tabela 2. Pode-se verificar que, para os grupos de ¼ a ½ SM, por exemplo, a fecundidade parece aumentar

(de 3,2 para 3,6). No entanto, isso ocorre porque, de fato, este grupo com alta probabilidade recebe salários em equivalência a salário mínimo, o qual aumentou, fazendo, assim, o grupo “migrar” nesta distribuição para segmentos de maior rendimento. As mulheres mais pobres do grupo que realmente ficaram são aquelas com propensão a ter maior fecundidade. No entanto, o grupo de menor rendimento, mesmo com diminuição importante no número de mulheres, ainda mostrou redução da TFT, confirmando que as maiores quedas da fecundidade no período se deram nos grupos mais pobres.

Importante ressaltar que, em 2010, 34% das mulheres de 15 a 49 anos estavam com fecundidade bem acima da reposição, cerca de 27% encontravam-se na média nacional (e perto do nível de reposição) e quase 40% apresentavam fecundidade superbaixa (inferior a 1,3 filho). Este último grupo era composto de mulheres com rendimento médio domiciliar *per capita* de um ou mais salários mínimos. O que ocorrerá com a economia nos próximos anos pode ser determinante daquilo que vai acontecer com a taxa de fecundidade no país. É muito provável que a diminuição da fecundidade de jovens e das mais pobres continue, mas, por outro lado, parece improvável que a maioria da população alcance níveis econômicos com mais de um salário mínimo *per capita* em um futuro próximo.

### Considerações finais

A análise das tendências da taxa de fecundidade ao longo dos anos, para segmentos socioeconômicos da população, em cenário de mudanças no quadro educacional e econômico é uma tarefa bastante difícil. Nesta etapa do trabalho, buscou-se analisar os efeitos das mudanças ocorridas na estrutura educacional nas taxas de fecundidade e como a mobilidade econômica ascendente também afeta essas taxas.

Para realizar o estudo, procurou-se, em primeiro lugar, definir qual o melhor método de estimar a fecundidade a ser aplicado no caso dos censos brasileiros e para os recortes populacionais do estudo. Chegou-se à conclusão de que o método da razão P/F de Brass ainda é o mais conveniente a ser empregado. Outros desenvolvimentos metodológicos deveriam ser realizados para que o método relacional de Gompertz pudesse ser aplicado.

Com relação às tendências da fecundidade na última década, conclui-se que a queda da fecundidade ocorreu em maior medida entre as mulheres mais pobres, diminuindo ainda mais os diferenciais socioeconômicos. Também verificou-se que esta queda se deu em maior medida devido às mudanças na estrutura da educação e do rendimento. As mulheres melhoraram sua educação e ascenderam para estratos de melhor rendimento e, com isso, a fecundidade das mais educadas e das mais abastadas aparentemente se manteve constante ou apresentou um leve aumento.

O conhecimento detalhado das taxas de fecundidade, em relação tanto ao nível quanto à estrutura por idade da fecundidade, em diversos grupos socioeconômicos, é extremamente importante para a definição de cenários futuros para a projeção da fecundidade, que é o componente demográfico que mais afeta as projeções e estimativas populacionais. Estas, por

sua vez, são medidas essenciais para o planejamento de políticas públicas, principalmente aquelas que necessitam de intervenção local. Dessa forma, a pesquisa busca contribuir para a melhoria das previsões de cenários futuros para a taxa de fecundidade no país e para segmentos sociais importantes. Caso a educação continue em processo de avanço, bem como a melhora no rendimento da população, espera-se que a fecundidade diminua ainda mais nos próximos anos, mas tudo dependerá muito do futuro quadro econômico e educacional no país.

## Referências

ALVES, J. E. D.; CAVENAGHI, S. Informações sobre fecundidade a partir do Censo Demográfico: ponderações metodológicas e as influências do tipo de informante. In: VI CONGRESSO DA ASSOCIAÇÃO LATINO AMERICANA DE POPULAÇÃO. **Anais...** Lima, Peru, 2014.

BARROS, R. P.; CARVALHO, M.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. S. P. Uma análise das principais causas da queda recente da desigualdade de renda brasileira. **Econômica**, v. 8, n. 1, p. 117-147, jul. 2006.

BERQUÓ, E. S.; CAVENAGHI, S. M. Brazilian fertility regimes: profiles of women below and above replacement levels. In: XXV INTERNATIONAL CONFERENCE IUSSP. **Anais...** Tours, França: IUSSP, 2005.

\_\_\_\_\_. Mapeamento sócio-econômico e demográfico dos regimes de fecundidade no Brasil e sua variação entre 1991 e 2000. In: XIV ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS. **Anais...** Belo Horizonte: Abep, 2004.

\_\_\_\_\_. Tendências dos diferenciais educacionais e econômicos da fecundidade no Brasil entre 2000 e 2010. In: XIX ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS. **Anais...** São Pedro/SP: Abep, 2014.

CAVENAGHI, S.; BERQUO, E. Perfil socioeconômico e demográfico da fecundidade no Brasil de 2000 a 2010. In: VI CONGRESSO DA ASSOCIAÇÃO LATINO AMERICANA DE POPULAÇÃO. **Anais...** Lima, Peru, 2014.

CAVENAGHI, S.; ALVES, J. E. D. Diversity of childbearing behaviour within population in the context of below replacement fertility in Brazil. United Nations Expert Group Meeting on Recent and Future Trends in Fertility. Population Division, United Nations Department of Social and Economic Affairs. New York, 2009. Disponível em: <[www.un.org/esa/population/meetings/...Fertility2009/P10\\_Cavenaghi.pdf](http://www.un.org/esa/population/meetings/...Fertility2009/P10_Cavenaghi.pdf)>.

IBGE. Metodologia do Censo Demográfico 2010. **Série Relatórios Metodológicos**, v.41, 2013, p. 713. Disponível em: <<http://servicodados.ibge.gov.br/Download/Download.ashx?http=1&u=biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv81634.pdf>>. Acesso em: 22 set. 2014.

IPEA. Trajetória recente da mudança na identidade e na estrutura social brasileira. **Comunicado da Presidência**, n. 34, novembro de 2009. Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br/default.jsp>>.

MOULTRIE, T. A. et al. **Tools for demographic estimation**. Paris: International Union for the Scientific Study of Population, 2013. Disponível em: <<http://demographicestimation.iussp.org>>. Acesso em: 13 jan. 2014.

NERI, M. **Crônica de uma crise anunciada**. Choques externos e a nova classe média. Rio de Janeiro, FGV, 2009.

SOARES, S. S. D. Análise de bem-estar e decomposição por fatores da queda na desigualdade entre 1995 e 2004. **Econômica**, v. 8, n. 1, p. 83-115, 2006.

SOUZA, A.; LAMOUNIER, B. A. **Classe média brasileira**: ambições, valores e projetos de sociedade. Rio de Janeiro: Ed. Campus, 2010.

UNITED NATIONS. Manual X: indirect techniques for the demographic estimation. **Population Studies**, 81. New York: National Research Council, United States National Academy of Sciences, 1983.

ZABA, B. **Use of the relational Gompertz model in analysing fertility data collected in retrospective surveys**. London: Centre for Population Studies, London School of Hygiene & Tropical Medicine, 1981 (Working paper, 81-2).

### Sobre as autoras

*Elza Berquó* é doutora em Bioestatística pela Columbia University. Professora Emérita da Faculdade de Saúde Pública da Universidade de São Paulo, 2014. Título de Pesquisador Emérito do CNPq, 2013, membro da Ordem do Mérito Científico Classe Grã-Cruz, 1998, e membro titular da Academia Brasileira de Ciências, 2000.

*Suzana Cavenaghi* é doutora em demografia pela Universidade do Texas-Austin e professora e pesquisadora da Escola Nacional de Ciências Estatísticas (Ence) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), atuando no Programa de Pós-Graduação e População, Território e Estatísticas Públicas.

### Endereço para correspondência

Escola Nacional de Ciências Estatísticas  
Rua André Cavalcanti, 106, sala 502, Bairro de Fátima  
20231-050 – Rio de Janeiro-RJ

Recebido para publicação em 03/11/2014  
Aprovado para publicação em 12/12/2014

# As permanências dos desafios ambientais nos espaços urbanos

César Marques\*

OJIMA, R.; MARANDOLA JR., E. **Mudanças climáticas e as cidades**: novos e antigos debates na sustentabilidade urbana e social. São Paulo: Ed. Blucher, 2013. 272 p. (Coleção População e Sustentabilidade).

O crescimento da população urbana e da importância das cidades na dinâmica social brasileira foi um dos fenômenos mais marcantes do país durante a segunda metade do século XX. São muitas as consequências desse novo padrão de uso do espaço, das quais as questões ambientais, principalmente no escopo das mudanças ambientais globais, têm recebido crescente atenção. Na discussão demográfica, duas décadas após o lançamento da obra seminal organizada por Martine (1993), os trabalhos da área de população e ambiente atualmente chegam com uma já consolidação do tema das cidades, convergindo para um debate população-urbanização-ambiente. Nessa perspectiva, as questões das ruralidades não são deixadas de lado, sendo analisadas as especificidades das diversas morfologias e relações do urbano no Brasil.

Nesse escopo, a obra *Mudanças climáticas e as cidades: novos e antigos debates na busca da sustentabilidade urbana e social*, organizada por Ricardo Ojima e Eduardo Marandola Jr., traz uma série de reflexões das principais dimensões do fazer científico e das práticas de políticas públicas que tocam na “agenda marrom”, o campo de pesquisas ambientais que tem como eixo de análise as dinâmicas urbanas.

O livro está estruturado em três partes, que traduzem as principais questões e abordagens conceituais dessa chamada “agenda marrom”: Política Urbana; Vulnerabilidade e Resiliência; e Adaptação e Mitigação. Como conceitos transversais e interdisciplinares, tal estruturação reflete o desafio de demógrafos e estudiosos de áreas afins, que, ao discutirem as interações entre população e ambiente, buscam uma série de disciplinas e abordagens que captem as várias dimensões desse fenômeno.

---

\*Escola Nacional de Ciências Estatísticas (Ence), Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), Rio de Janeiro-RJ, Brasil (cesar.m.silva@ibge.gov.br).

Na primeira parte, Política Urbana, tem-se o debate sobre os mecanismos institucionais e as possibilidades de políticas que incorporem aspectos da mudança climática em seus desenhos. O primeiro capítulo, de Laura Bueno, trata da adaptação das cidades à mudança climática. A pesquisadora discute como os principais problemas da crise ambiental são profundamente relacionados às cidades, que não só serão impactadas pelas mudanças ambientais, locais e globais, como também causaram, ao menos parcialmente, tais problemas. São destacados o efeito estufa, as chuvas ácidas, a extinção de ambientes naturais, a destruição do ozônio atmosférico, a erosão e a perda de fontes de água doce, todos esses problemas relacionados à mudança climática, pois são reflexo da relação sociedade e natureza baseada no consumo excessivo de recursos naturais com consequente emissão e descarte de poluentes na própria natureza.

Nesse cenário, coloca-se que a diversidade das cidades, com relação a suas formas, tamanhos e demanda por recursos naturais, leva ao transbordamento das suas fronteiras físicas, o que implica a necessidade de políticas mais abrangentes. Contudo, nas cidades brasileiras, as políticas de adaptação ainda ocorrem de forma desarticulada, tanto interna como externamente. Dentro das cidades, as várias secretarias agem individualmente e, entre as cidades, não há uma abordagem conjunta.

Em termos temáticos, advoga-se que as políticas urbanas integrem as agendas marrom e verde, lidando com os problemas ambientais urbanos e a preservação da biodiversidade. Pensando na Região Metropolitana de Campinas como estudo de caso, a autora coloca que os impactos da periurbanização, com permissividade a mudanças no uso do solo e cobertura da terra, iriam exatamente na direção contrária dessa integração.

Desse modo, se os problemas socioambientais urbanos já não são equacionados, defende-se que as políticas relacionadas às mudanças climáticas não representem um novo imperativo, mas sejam capazes de acelerar a solução de demandas existentes, evitando o perigo de reiterar as injustiças ambientais. Diante do contexto de indeterminação e incerteza, é necessário assumir o princípio da precaução, ou seja, planejar a urbe considerando as alterações processuais das mudanças climáticas.

O segundo capítulo, escrito por Alisson Barbieri e Raquel Viana, aborda a interação entre planejamento urbano e mudanças climáticas a partir das experiências na gestão da Região Metropolitana de Belo Horizonte (RMBH). Para o embasamento da discussão, os autores ressaltam o papel do IPCC (Intergovernmental Panel on Climate Change) na criação de uma plataforma política para a discussão das mudanças climáticas, mas colocam que é necessário balancear a discussão e implantação, no contexto urbano, de medidas de adaptação (menos frequentes) em relação às medidas mais frequentes de mitigação.

No caso da RMBH é debatido o plano diretor de desenvolvimento integrado, cuja coordenação geral ficou a cargo do Centro de Planejamento e Desenvolvimento Regional – Cedeplar/UFMG. O plano foi construído a partir dos princípios da democracia, da participação e inclusão social, com uma proposta de elaboração participativa *bottom-up*. Foram três ciclos de debates públicos, com discussão em três núcleos temáticos

(desenvolvimento econômico, desenvolvimento social e desenvolvimento ambiental) e dez áreas transversais, cobrindo questões demográficas, ambientais, de cultura, educação, saúde, uso do solo, entre outras.

O resultado do projeto foi a proposição de um planejamento contínuo, baseado em quatro eixos integradores: acessibilidade, seguridade, sustentabilidade e urbanidade. De modo específico, cada um desses eixos gerou propostas específicas, mas que perpassam a questão das mudanças climáticas, formuladas segundo preocupações internalizadas pela própria população, inclusive.

Finalizando a primeira parte do livro, o capítulo de Marcelo Vargas explora o tema das águas urbanas, no contexto das mudanças climáticas, no que diz respeito tanto à vulnerabilidade como à mitigação, a partir de um estudo de caso na Região Metropolitana da Baixada Santista (RMBS). O estudo é focado na vulnerabilidade e adaptação da gestão dos recursos hídricos e saneamento em dois campos: hidrotécnico e hidropolítico. O primeiro envolve os aspectos técnicos, relacionados a abastecimento, esgotamento, drenagem e outros. Já o segundo engloba a questão de uma forma mais ampla, tratando das dimensões física (infraestrutura), gerencial (preparo de gestores) e social (falta de acesso e exclusão de determinados grupos ao saneamento básico).

Especificamente para a RMBS, o pesquisador nota que não há preocupação com a incorporação do tema das mudanças climáticas por diversos órgãos, municipais e regionais, assim como falta integração regional no enfrentamento da questão. Se, por um lado, há certa preocupação com temas correlatos às mudanças climáticas, como os eventos extremos, por outro, faltam políticas em relação às mudanças climáticas.

Na segunda parte do livro, Vulnerabilidade e Resiliência, são discutidas as possibilidades de abordagens conceituais utilizadas para as análises dos impactos e das possibilidades de resposta das cidades às mudanças climáticas.

O capítulo de Eduardo Marandola Jr. explora os desafios da escala em análises sobre vulnerabilidade e mudanças climáticas, problematizando essa questão de um ponto de vista epistemológico. O autor parte da constatação de que há um triplo desencaixe escalar: na ocorrência dos eventos, na gestão do território e entre os olhares disciplinares. Desse modo, se a vulnerabilidade é multidisciplinar, é, portanto, multiescalar. Para o pesquisador, a escala é um recorte epistemológico, que envolve o problema de hierarquia e de grandeza (dimensão), mas também incorpora noções de extensão, resolução, níveis, rede e relação, como discutido no já clássico artigo de Gibson, Ostrom e Ahn (2000). Assim, a escolha da escala é a escolha da visibilidade de um fenômeno em detrimento de outro, é um ajuste necessário para que o fenômeno estudado seja apreendido no seu próprio contexto. De modo sintético, o autor propõe que, para as escalas do clima, sejam realizadas abordagens sobre os ritmos do clima e, para as escalas de produção e gestão de riscos, sejam observadas as dinâmicas intraurbanas e sua respectiva articulação com a escala política. Por fim, é ressaltada a natureza trans e multiescalar da mudança ambiental, que envolve as cidades e as regiões, assim como suas vulnerabilidades. O maior desafio seria construir uma perspectiva em que

as escalas sejam lentas, e não recortes, nas quais se possam observar as várias escalas, movendo-se nas direções por elas colocadas.

O capítulo de Sébastien Oliveau e Christophe Guilmoito discorre acerca das oportunidades e desafios da integração do espaço nos estudos de população. A partir do grande aumento de informações espaciais, as técnicas e análises que levam em conta o espaço ampliaram-se significativamente, com avanços da computação, desenvolvimento dos SIGs e revolução da distribuição dos produtos cartográficos. Isso permitiu um direcionamento a pesquisas espacializadas, com coleta de dados e representação da informação espacial, com posterior desenvolvimento de modelos explicitamente espaciais. Destacam-se a simulação do papel do espaço e a importância das abordagens multiagentes. Dadas as dificuldades em simular comportamentos por meio de experiências nas ciências sociais, há dificuldade em colocar as evidências ou causalidades, já que os modelos recaem nas correlações observadas. Assim, as abordagens multiagentes poderiam simular comportamentos e o papel do espaço sobre esses.

Já o trabalho de Francisco Mendonça, Marley Deschamps e Myriam del Vecchio de Lima discute as interfaces entre mudanças climáticas, riscos e vulnerabilidade na cidade, especificamente na Região Metropolitana de Curitiba. Assumindo uma posição crítica em relação ao debate sobre as mudanças ambientais globais, os autores indicam a necessidade de se considerar a relação dos riscos com a intensificação de processos locais, tais como a urbanização. Ou seja, é necessário situar as mudanças climáticas no âmbito de todas as outras mudanças globais e de seus rebatimentos locais. A base do estudo é, nesse sentido, a crítica à ciência hegemônica, aos meios de comunicação de massa que criam um imaginário comum e à lógica da urbanização, que é refletida na segregação socioespacial.

Os dois argumentos centrais são relativos à lógica da percepção da população e à lógica da urbanização. Primeiramente, a percepção da população sobre o aumento dos desastres relacionados às mudanças climáticas é mediada pela mídia, que recorta os assuntos e molda opiniões. Influenciada pelo registro em tempo real dos riscos e desastres, haveria uma percepção de aparente intensificação de suas incidências, que não seria necessariamente real. Em segundo lugar, o debate da intensificação dos riscos e vulnerabilidades socioambientais deve ser contextualizado ao processo de urbanização. No Brasil, esse processo foi marcado pela criação insuficiente de infraestrutura, pela concentração da pobreza, por um caráter corporativo e com uma lógica de distribuição desigual dos danos ambientais.

No caso específico de Curitiba, os pesquisadores ressaltam a correlação entre áreas de alta vulnerabilidade social e a ocupação de áreas com risco ambiental, notando o agravamento da situação conforme aumenta a distância em relação ao centro. De igual modo, a dinâmica das inundações também se mostrou sensível quanto à urbanização, com aumento da primeira em função do espraiamento da mancha urbana. Em síntese, o estudo faz uma contraposição entre a dinâmica local e as mudanças climáticas globais, deslocando o foco dos problemas ambientais para a lógica da urbanização de alta segregação espacial, que gerou um contingente cada vez maior de pessoas expostas aos riscos de processos pluviais intensos.

Na escala internacional, Lucí Nunes, Norma Valencio e Cláudia da Costa debatem os impactos das mudanças climáticas em países africanos, especialmente em relação aos fluxos populacionais. Sublinham-se os processos de urbanização precária do continente, sua instabilidade política e a xenofobia, que, associados às mudanças climáticas e aos desastres do presente, criam um cenário de inviabilização de reprodução social de uma série de populações. Nele, a desestruturação econômica, as características físicas do continente e o baixo grau de democracia contribuíram para a alta vulnerabilidade da população.

Não cedendo à tentação da generalização e não se perdendo nas especificidades, as pesquisadoras expõem uma série de casos, em termos qualitativos e quantitativos, problematizando a relação entre refugiados, deslocados ambientais e racismo, em que os deslocados são tratados como sujeitos supérfluos. Como exemplo, a própria Organização das Nações Unidas não está preparada para lidar com esse grupo, no sentido de combater esse universo de fragmentação e negação de direitos. Reitera-se assim um ambiente propício à difusão de desigualdades históricas, como as raciais, a da afirmação da superficialidade dos migrantes e do incremento das desigualdades de gênero.

No último capítulo da segunda parte, Tathiane Anazawa, Flávia Feitosa e Antônio Miguel Monteiro trazem avanços teóricos e metodológicos para as análises de vulnerabilidade, a partir da construção do Índice de Vulnerabilidade Socioecológica (IVSE). Para tanto, os autores seguem uma argumentação que tem se consolidado, na qual as cidades são investigadas enquanto sistemas socioecológicos (OSTROM, 2009). O termo vulnerabilidade é tomado como um conceito mediador (entre disciplinas), que pode ser representado por objetos mediadores, que são as operacionalizações do conceito. Nesse caso, o objeto mediador é o próprio IVSE, acompanhado de mapas de superfície e gráficos. Conceitualmente, há busca da conciliação entre os enfoques que tratam da vulnerabilidade nos aspectos territoriais, físicos e sociológicos.

Tomando o caso da cidade de São Sebastião, litoral norte de São Paulo, o estudo traz como produtos finais o IVSE e um painel de informações, decompondo os indicadores nas suas respectivas dimensões. Observa-se uma alta correlação espacial dos índices de vulnerabilidade, com células menos vulneráveis cercadas por outras também pouco vulneráveis, e as células de alta vulnerabilidade cercadas por células nas mesmas condições. Ademais, o debate proposto vai além da criação de um índice genérico e atenta para o perigo de conclusões que indiquem homogeneidade em locais heterogêneos, já que áreas com valores sintéticos semelhantes apresentaram perfis de ativos distintos.

A terceira e última parte, Adaptação e Mitigação, conta com dois capítulos debatendo a temática. No primeiro deles, Carlos Mello Garcias e Eduardo Gomes Pinheiro tratam da inserção do risco de desastres no escopo do planejamento urbano. Debatendo as questões sobrepostas ao plano diretor municipal, ao Estatuto das Cidades e aos Planos Diretores de Defesa Civil, os autores ressaltam a importância de planos de gestão de riscos e desastres como parte do enfrentamento das mudanças climáticas. Nesse escopo, os pesquisadores discutem o conceito de proteção e defesa civil para o país, mostrando como os termos,

ligados a questões de ordem militar e de defesa, vêm sendo retrabalhados para que possam embasar uma postura mais ampla, pautada no termo proteção civil. Contudo, ainda existem claros desafios, com força residual da ideia de doutrina.

No âmbito das cidades, problematiza-se o mapeamento dos riscos, já que esses não interferem na promoção da segurança urbana em relação aos desastres e não trazem mudanças na configuração de poder que trata do uso do solo. Nesse sentido, a importância deveria recair sobre a interação entre os debates do planejamento urbano, dos desastres e da atuação da defesa e proteção civil, a partir de uma visão que englobe tanto as oportunidades como os perigos da política urbana, que pode reiterar ou combater novas vulnerabilidades.

No capítulo final, Ricardo Ojima explora os avanços dos estudos urbanos na compreensão das vulnerabilidades em cidades no contexto das mudanças climáticas. Para isso, o autor discute o papel atribuído às cidades nos cenários de mudanças climáticas e como as pesquisas ambientais e urbanas têm lidado com a questão das mudanças climáticas. Em relação às projeções climáticas, Ojima problematiza o fato de os modelos incluírem somente os totais populacionais, não estimando os diferenciais etários ou espaciais de distintas populações. Assim, considerar o incremento populacional urbano e rural seria importante, tal como incluir medidas relativas à pegada ecológica, que permitam uma compreensão mais detalhada e diferencial dos impactos populacionais no clima. De fato, para além das metodologias do IPCC, tais procedimentos já podem ser vistos em outras publicações, como em O'Neill et al. (2010).

Já para a questão da vulnerabilidade, denota-se sua dimensão contextual, relacionada aos fatores geográficos e sociais que vão além da suscetibilidade. Nesse caso ganham destaque as discussões sobre as abordagens transescalares e inter/transdisciplinares. Refletindo sobre a adaptação, o autor coloca que foram poucos os avanços sobre medidas na área. Para ele, refletir sobre tais medidas implica buscar a compreensão das vulnerabilidades de modo prospectivo. Nesse caso, admite-se que todas as cidades se adaptarão, com maior ou menor impacto, ampliando ou minimizando suas vulnerabilidades. Por fim, atenta-se para o fato de que a construção de medidas de sustentabilidade urbana vai além da incorporação de medidas clássicas de conservação ambiental, incluindo também questões de compreensão das vulnerabilidades e promoção da adaptação e resiliência.

Terminada a obra, é possível notar um panorama bastante amplo das principais questões que permeiam o campo de população, ambiente e urbanização, especialmente na discussão sobre mudanças climáticas. Nele, a dinâmica demográfica deve ser incorporada, mas dentro de um quadro mais amplo, que também considere as tensões políticas, sociais e disciplinares que conformam esse campo.

O livro traz avanços importantes para a área e mostra sua relativa consolidação. Entre os caminhos aqui apontados, destacam-se três questões: as demandas e possibilidades já existentes de análises espaciais; a discussão conceitual do trinômio mitigação-vulnerabilidade-adaptação e sua apropriação pelos estudos de população e ambiente; e a demanda por um arcabouço mais amplo de olhares, tanto do ponto de vista disciplinar como no diálogo mais intenso com as políticas públicas e com os atores que as formulam.

Por fim, é necessário ressaltar que tais esforços não são excludentes, mas sim sobrepostos. Análises que incluam essas três dimensões, entre outras, constituem uma tendência importante do campo. As pesquisas e discussões aqui sintetizadas mostram que tal caminho não só é possível, mas também um objetivo a ser perseguido.

## Referências

GIBSON, C. C.; OSTROM, E.; AHN, T. K. The concept of scale and the human dimension of global change: a survey. **Ecological Economics**, v. 32, n. 2, 2000.

MARTINE, G. (Org.). **População, meio ambiente e desenvolvimento: verdades e contradições**. Campinas: Ed. da Unicamp, 1993.

O'NEILL, B.; DALTON, M.; FUCHS, R.; JIANG, L.; PACHAURI, S.; ZIGOVA, K. Global demographic trends and future carbon emissions. **Proceedings of the National Academy of Sciences**, v. 107, n. 41, 2010.

OSTROM, E. A general framework for analyzing sustainability of social-ecological systems. **Science**, v. 325, n. 5939, 2009.

## Sobre o autor

*César Marques* é sociólogo, doutor em Demografia pela Universidade Estadual de Campinas. Pesquisador e professor do Mestrado em População, Território e Estatísticas Públicas, da Escola Nacional de Ciências Estatísticas – Ence/IBGE.

## Endereço para correspondência

André Cavalcanti, 106, sala 502, Santa Teresa  
20231-050 – Rio de Janeiro-RJ, Brasil

Recebido para publicação em 09/09/2014

Aceito para publicação em 23/10/2014



# Crescimento demoeconômico e desigualdade no século XXI

José Eustáquio Diniz Alves\*  
Miguel Antônio Pinho Bruno\*\*

PIKETTY, Thomas. **Capital in the twenty-first century**. Boston: Harvard University Press, 2014.

O livro *Capital in the twenty-first century*, do professor da Escola de Economia de Paris, Thomas Piketty, lançado originalmente em francês, tornou-se um *best seller* a partir da sua edição em inglês publicada pela Harvard University Press, no primeiro semestre de 2014. Manter-se no topo da lista dos livros mais vendidos é um fato notável para uma obra de economia com cerca de 700 páginas. Talvez o sucesso se explique pela riqueza da análise e o esforço exaustivo de pesquisa, que possibilitou a criação de uma base de dados sobre desigualdade de renda, riqueza e crescimento econômico no longo prazo.

O livro de Piketty chamou a atenção, em especial, pela forma como descreve o aumento da desigualdade de renda e da riqueza nos países. Logo na introdução, Piketty realça a questão da desigualdade ao perguntar se a acumulação de capital (crescimento da economia no longo prazo) leva à concentração do patrimônio em cada vez menos mãos, como acreditava Karl Marx, ou à redução das desigualdades e a uma maior harmonia entre as classes, como pensava Simon Kuznets. Como o próprio título do livro demonstra, o autor tende a dar razão a Marx.

Mas as contribuições do livro cobrem um espectro mais amplo. Para a demografia, esta obra é uma referência importante para a compreensão das tendências históricas do tema população e desenvolvimento e representa uma grande contribuição para a análise da dinâmica econômica, demográfica e o progresso dos padrões de vida humana, em suas diferentes escalas e dimensões.

---

\*Escola Nacional de Ciências Estatísticas (Ence), Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), Rio de Janeiro-RJ, Brasil (jose.diniz@ibge.gov.br).

\*\*Escola Nacional de Ciências Estatísticas (Ence), Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), Rio de Janeiro-RJ, Brasil (miguel.bruno@ibge.gov.br).

Piketty comenta corretamente, na Introdução do livro, que é impossível entender as previsões exageradamente sombrias de Thomas Malthus sem reconhecer o medo das elites europeias em relação aos ideais progressistas da Revolução Francesa. O progresso não fazia parte do pensamento do reverendo Malthus, pois, em seu modelo, o crescimento populacional tendia sempre a superar o crescimento econômico, inviabilizando, portanto, o desenvolvimento de longo prazo. Mas antes de Malthus, conforme destacado por Piquetty no capítulo 10, o marquês de Condorcet, matemático, iluminista e destacada liderança da Revolução Francesa, considerava que, prevalecendo o Estado de Direito e os ideais da tríade Igualdade, Liberdade e Fraternidade, poderia haver desenvolvimento econômico com maior igualdade de acesso à riqueza.

De fato, o desenvolvimento econômico é um fato novo na história da humanidade. Tendo como referência os estudos de Angus Maddison (2007), Piketty apresenta, no capítulo 2, os dados históricos do crescimento populacional e econômico. A tabela 2.1 mostra que, entre o ano 1 e o de 1700, tanto o crescimento da economia quanto o da população mundial corresponderam a mero 0,1% ao ano, resultando em estagnação da renda *per capita* mundial durante os primeiros 17 séculos da era Cristã. Entre 1700 e 1820, houve aceleração do crescimento populacional (0,4% a.a.) e econômico (0,5% a.a.), mas o aumento da renda *per capita* mundial permaneceu muito baixo (0,1% a.a.). Todavia, após a Revolução Industrial e Energética, houve grande crescimento da população e um incremento ainda maior do produto total da economia. A ampliação da renda *per capita* foi de 0,9% ao ano, entre 1820 e 1913, e de 1,6% ao ano, de 1913 a 2012. Nos chamados “Trinta anos gloriosos” (*Trente Glorieuses*), entre 1950 e 1980, o crescimento da renda *per capita* mundial atingiu seu valor máximo de 2,5% ao ano.

Sem dúvida, o capitalismo, para o bem ou para o mal, foi o sistema de produção histórico que mais gerou riqueza material em todos os tempos, embora à custa do empobrecimento da natureza. Mas antes de entrar no debate sobre distribuição e desigualdade, vale a pena acompanhar as observações do autor sobre o ritmo do crescimento demoeconômico.

Apesar de ser um crítico do modelo malthusiano, Piketty não se furta a reconhecer o poder da “lei do crescimento acumulativo” (exponencial) que torna impossível um alto crescimento no longo prazo. Por exemplo, se o incremento populacional de 0,8% ao ano ocorrido entre 1700 e 2012 (com o pico de 2,1% a.a. em 1965-70) se repetir nos próximos três séculos, a população mundial atingiria a casa de 70 bilhões de habitantes em 2300, o que, segundo o autor, “não é plausível e nem desejável” (p. 83). Sobre o futuro do crescimento populacional, Piketty trabalha com a abordagem da transição demográfica e as projeções da Divisão de População da ONU, que, no cenário médio, apontam para uma redução das taxas de crescimento, com a população global atingindo cerca de 11 bilhões de habitantes em 2100.

Em relação ao crescimento econômico, Piketty considera que os 200 anos de intenso ritmo da atividade econômica possibilitaram a diversificação da estrutura produtiva, abrindo espaço para o fenômeno da mobilidade social ascendente e para a redução das desigualdades sociais: “sociedades dominadas pelo capital no passado, com hierarquias em

grande parte determinadas pela riqueza herdada (categoria que inclui tanto a sociedade rural tradicional quanto os países da Europa do século XIX), podem surgir e subsistir apenas em regimes de baixo crescimento” (p. 84). Dessa forma, o crescimento foi pré-condição para o desenvolvimento econômico e social, porque permitiu a expansão do estoque de riqueza, o que beneficiou a maior parte da população mundial, mesmo que os benefícios tenham sido apropriados de forma desigual.

Mas quais serão as tendências no século XXI? Piketty pergunta se estaríamos caminhando para o fim do crescimento por razões tecnológicas ou ecológicas, ou as duas ao mesmo tempo. Ele cita o trabalho acadêmico de Robert Gordon (2012), que trata de uma possível redução drástica do crescimento econômico em decorrência da estagnação da produtividade<sup>1</sup> e do esgotamento dos benefícios do progresso técnico. O autor menciona também a questão da depleção dos recursos naturais e a necessidade de mudança da matriz energética diante da possibilidade do pico da produção de hidrocarbonetos, fator principal do aquecimento global. Infelizmente, Piketty não aprofunda esses dois temas (tecnologia e meio ambiente), que são centrais para definir o futuro do desenvolvimento econômico e do bem-estar humano e ambiental. A expressão “desenvolvimento sustentável” aparece, de forma marginal, apenas duas vezes nas 700 páginas do livro (p. 481 e 494). Não há, também, referências à ampla discussão sobre a Conferência das Nações Unidas sobre o Meio Ambiente e Desenvolvimento (Rio 1992 e Rio+20), nem a respeito da Conferência Internacional sobre População e Desenvolvimento (Cairo 1994 e Cairo+20) ou dos Objetivos do Desenvolvimento Sustentável (ODS), que devem nortear a agenda internacional pós-2015, em especial no que diz respeito à erradicação da pobreza e à redução da desigualdade.

O autor também não discute o problema da “estagnação secular” (SOLOW, 2014) e muito menos a perspectiva do decrescimento econômico defendida pela escola da economia ecológica. Segundo Ortega (2014, p. 2): “Piketty gasta cerca de quatro páginas de sua obra para tratar dos limites do crescimento, mas não consegue resolver adequadamente o fato de que o crescimento ilimitado é insustentável em um planeta finito”.

De maneira explícita, Piketty se abstém de prever o futuro do crescimento demoeconômico. Em vez disso, ele promete trabalhar com diferentes cenários para a dinâmica da distribuição da riqueza, pois considera difícil prever o ritmo das inovações tecnológicas e os níveis prospectivos da fecundidade. O autor chama a atenção para o processo de convergência da renda entre os “países desenvolvidos” e os “países em desenvolvimento” (com destaque para a China), mas considera que os fatores de divergência podem voltar a prevalecer à medida que não haja redução das desigualdades regionais de renda.

Embora considere que tanto o ritmo de incremento do PIB global quanto o da população mundial cairão no século XXI em relação ao século anterior, Piketty opta, na projeção média,

---

<sup>1</sup> Com exceção da Ásia em desenvolvimento, a economia mundial atual se caracteriza pela predominância das rendas de patrimônio em detrimento das rendas de atividade, o que explica a maior parte do desemprego na zona do euro e as tendências de baixo e instável crescimento econômico. A indústria regride sua participação no produto e os serviços avançam levando à queda dos ganhos de produtividade, fenômeno denominado por certos estudos como “atolamento da produtividade no terciário”.

por um cenário relativamente otimista de crescimento da renda *per capita* de cerca de 1,2% ao ano nos países ricos no longo prazo, bem acima das previsões de Robert Gordon (consideradas pessimistas), e não aprofunda a discussão sobre os desequilíbrios e dificuldades que os países de rendas média e baixa devem encontrar nas próximas décadas. A América Latina, por exemplo, que conseguiu reduzir a pobreza e experimentou elevado crescimento econômico durante o *boom* do preço das *commodities*, já apresenta desempenho da renda *per capita* abaixo das economias avançadas em 2013-2015, segundo relatório do Fundo Monetário Internacional (IMF, 2014).

De certa forma, a opção de Piketty a favor do desenvolvimento não é gratuita, pois ele está confessamente mais interessado na análise do aumento da desigualdade e da concentração da riqueza, uma vez que, como economista keynesiano, não vê grandes problemas ambientais no crescimento econômico. Sem maiores preocupações com os limites do crescimento, ele dá ênfase ao conflito distributivo entre as classes sociais e às possibilidades de políticas públicas para mitigar os efeitos da má distribuição da renda e da riqueza.

Outro grande mérito do livro de Piketty, mas no âmbito epistemológico, é a contestação, com base nos dados empíricos coletados, de vários pressupostos, hipóteses ou enfoques axiomáticos da teoria econômica tradicional de base neoclássica e walrasiana. Entre estes, está a estabilidade das participações do trabalho e do capital no produto total, derivada do uso conveniente de funções de produção Cobb-Douglas, para justificar uma visão harmoniosa do conflito distributivo. Entretanto, o grau de desigualdade é resultado de processos histórico-demográficos e não da convergência para uma configuração idealizada e mítica de um equilíbrio puramente econômico. A riqueza concentra-se quando a taxa média de retorno sobre o capital ( $r$ ) é maior do que a taxa de crescimento econômico ( $g$ ), isto é,  $r > g$ .

Ao comentar sobre Pareto, um dos ícones da ciência econômica estabelecida, Piketty argumenta que “o caso de Pareto é interessante pois ilustra uma certa ilusão da estabilidade eterna à qual conduz, por vezes, o uso imoderado da matemática em ciências sociais. (...) Em verdade, nada é mais falso: quando se estuda as desigualdades numa perspectiva histórica, o que é importante e o que deve ser explicado, não são as fugazes estabilidades, mas antes as grandes mudanças” (p. 367 e 368).

Destacam-se também a inversão, empiricamente constatada por Piketty, da curva de Kuznets e a datação histórica da teoria do ciclo de vida de Modigliani. As regularidades macroeconômicas entre poupança familiar, investimento e crescimento econômico envolvidas pela teoria do ciclo de vida refletem o contexto econômico-demográfico do pós-guerra (1945-1975), em que as rendas de atividade ainda suplantavam as rendas de patrimônio, pois  $r < g$ , graças às altas taxas de ocupação e de crescimento econômico veiculadas pelo regime de acumulação fordista nos países da OCDE. Não deve portanto, ser interpretada como uma “lei universal econômico-demográfica” completamente alheia às estruturas patrimoniais e às especificidades da acumulação de capital no capitalismo do século XXI.

Piketty, no entanto, não pretende posicionar-se em franca oposição teórica com a *mainstream* dos economistas, mas principalmente apontar os limites e lacunas interpretativas

em face da evolução histórica. Isso certamente garantiu-lhe o direito de ser ouvido mesmo entre meios acadêmicos dominados pela ciência econômica ortodoxa, a explosão das vendas e a rápida difusão midiática.

O caso brasileiro – emblemático de alta concentração de renda e de patrimônio – constitui uma das lacunas do livro de Piketty, que, segundo o autor, deveu-se à indisponibilidade de dados compatíveis com os que obteve para os países selecionados em seu estudo. Pode-se então aproveitar esse espaço franqueado e apresentar algumas características distributivas da economia brasileira, a partir da segunda relação de Piketty,  $\beta = \frac{K}{Y} = \frac{s}{g}$ , onde a razão capital/renda é igual à taxa de poupança agregada  $s$  dividida pela taxa de crescimento da renda total disponível, ou simplesmente taxa de crescimento econômico. Observe-se que essa estatística macroeconômica inclui também a poupança das empresas (contabilmente equivalente aos lucros retidos) e não somente a poupança das famílias (resultante dos lucros distribuídos e dos rendimentos salariais). Como  $S = s.Y$ , onde  $S$  é a poupança total macroeconômica e  $Y$  é a renda bruta disponível, a segunda relação de Piketty é equivalente a  $S = K.g$  que, em termos dinâmicos, pode ser escrita como  $\frac{dS}{dt} = \frac{dK}{dt} = \frac{dY}{dt}$ .

Essa equação expressa o crescimento da poupança ( $dS/dt$ ) como função da acumulação de riqueza ( $dK/dt$ ) e do crescimento da economia. Entretanto, a formulação não explicita a composição da poupança entre famílias e empresas, nem como se reparte entre suas duas principais formas de alocação – ativos financeiros ou ativos reais, notadamente, produtivos –, mas mostra que é possível a expansão da poupança pela acumulação das rendas de patrimônio, a despeito das tendências de baixo crescimento econômico que caracterizam o Brasil no século XXI. Porém, na economia brasileira atual, a formação de poupança na circulação bancária e financeira não implica aportes economicamente significativos de recursos para financiar o investimento produtivo. Ela implica a elevação das rendas de propriedade por meio da acumulação de patrimônio e tem como contrapartida as reduzidas taxas agregadas de poupança macroeconômica.

Para compreender como isso é possível, deve-se recorrer à diferenciação entre poupança improdutiva e poupança produtiva proposta por Aglietta (2001), um especialista em macroeconomia financeira. Os recursos poupados alocados nas transferências de propriedade de ativos já existentes não criam ativos novos e, por isso, compõem a poupança improdutiva. Já a poupança produtiva resulta da alocação dos recursos diretamente para a formação de capital fixo das empresas e, portanto, expande a capacidade produtiva instalada, o potencial de geração de emprego e renda, criando, assim, novos ativos.

O caso brasileiro pode ser analisado a partir dessa distinção fundamental, com base no conceito de financeirização (*financialisation*, já bastante difundido pela literatura econômica internacional), pois a “lei dinâmica” de Piketty em que  $r > g$  há muito tempo tem sido constatada pelos estudos sobre os regimes de crescimento dominados pela acumulação rentista-patrimonial – os padrões do tipo *finance-led growth regime* (BOYER, 2000, por exemplo) e *finance-dominated accumulation regime* (STOCKHAMMER, 2004). Essas pesquisas

ressaltam que os processos de financeirização das economias contemporâneas surgem da generalização, tanto no âmbito nacional quanto em mercados globais, das alternativas de revalorização financeira e rentista dos capitais, em ativos de alta rentabilidade e liquidez, comparativamente às imobilizações de recursos exigidas pelas atividades diretamente produtivas. Consequentemente, a baixa taxa de poupança agregada da economia brasileira resulta da intensa substituição de poupança produtiva por poupança improdutivo, graças à elevada renda financeira, particularmente de juros, que esse tipo de economia proporciona aos detentores de capital, bancos e rentistas.

O Brasil, com sua forte tradição patrimonialista e passado escravista, é um dos países mais desiguais do mundo. A novidade ocorrida no início do século XXI, mostrada pelos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), foi a queda da desigualdade, medida pelo rendimento médio mensal de todas as fontes, com o Índice de Gini passando de 0,570 em 2002 para 0,521 em 2009. Contudo, entre 2011 e 2013, o Índice de Gini variou somente de 0,506 para 0,501, mostrando muito mais uma estabilidade do que uma queda da distribuição pessoal da renda.

Outras metodologias mostram resultados preocupantes quando se consideram a concentração funcional da renda e a distribuição da riqueza. Artigo do pesquisador peruano Germán Alarco Tosoni (2014) mostra que a participação dos salários no PIB na América Latina sempre foi baixa e caiu entre 1950 e 2011. No Brasil, que reproduz o padrão latino-americano, os valores mais altos, com participação dos salários em quase 50% do PIB, foram registrados no governo Juscelino Kubitschek. A participação dos salários no produto total atingiu o nível mais baixo na virada do milênio e apresentou uma pequena recuperação na última década, a partir de 2004, mas sem alcançar o nível de 1957.

Estudo realizado por Medeiros et al. (2014), utilizando dados da PNAD e a renda declarada pelas pessoas ao Imposto de Renda, encontrou um índice de Gini de 0,696 em 2006, seguido por 0,698 em 2009 e 0,690 em 2012. A pequena variação também indica estabilidade e não queda na desigualdade brasileira. Porém, mesmo incluindo dados do Imposto de Renda, o estudo ainda não capta totalmente a renda dos muitos ricos, especialmente o rendimento das pessoas jurídicas e todo o processo de sonegação.

Artigo de Marcio Pochmann (2006) mostra que, no Brasil, somente 5 mil famílias, de um total de 51 milhões, absorviam 45% de toda a renda e riqueza do país. O relatório sobre a riqueza global, do banco Credit Suisse (2014), mostra que a parcela dos 10% dos brasileiros mais abastados detinha 69,4% da riqueza em 2000, variando ligeiramente para 68,8% em 2007 e atingindo o máximo de 73,3% em 2014. Ou seja, embora não haja dados sistemáticos para medir a distribuição funcional da riqueza e da propriedade no Brasil, os poucos estudos existentes, que avaliam a desigualdade de patrimônio, apontam para uma situação de concentração ainda maior do que aquela constatada pelos índices de Gini da distribuição pessoal da renda.

Sem dúvida, o livro *Capital in the twenty-first century* é uma referência fundamental para o estudo da concentração de renda e riqueza. Após exame cuidadoso das séries históricas

relativas à desigualdade, Piketty conclui pela revalidação necessária das ações públicas ou dos papéis dos Estados nacionais. Como, por sua natureza e lógica interna, o mercado possui tanto forças convergentes (que podem favorecer a equidade e a redução das desigualdades) como divergentes (que a intensificam), a justiça distributiva, que implica acesso à renda e à riqueza, só pode ser viabilizada por meio de instituições adequadas que disciplinem mercados, impondo limites ao uso privado dos capitais que conflitem com os direitos sociais nas democracias atuais.

## Referências

AGLIETTA, M. **Macro économie financière**. Paris: La Découverte, v. 1 e 2, 2001.

BOYER, R. Is a finance-led growth regime a viable alternative to Fordism? A preliminary analysis. **Economy and Society**, v. 29, n. 1, Feb. 2000.

BRUNO, M.; DIAWARA, H.; ARAÚJO, E.; REIS, A. C.; MELLO NETO, M. R. Finance-led growth regime no Brasil: estatuto teórico, evidências empíricas e consequências macroeconômicas. **Revista de Economia Política**, v. 31, n. 5 (125), Especial 2011.

CREDIT SUISSE. **Global wealth report 2014**. Zurich, Switzerland, Oct., 2014. Disponível em: <<https://publications.credit-suisse.com/tasks/render/file/?fileID=60931FDE-A2D2-F568-BO41B58C5EA591A4>>.

GORDON, R. J. **Is U.S. economic growth over?** Faltering innovation confronts the six headwinds. Cambridge, Massachusetts, Aug. 2012 (NBER working paper, n. 18315). Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w18315>>.

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **A janela para olhar o Brasil**. PNAD – Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios: Brasil e síntese de indicadores 2013. Rio de Janeiro: IBGE, 18/09/2014. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/home/presidencia/noticias/imprensa/ppts/0000018883109232014310419410583.pdf>>.

IMF – International Monetary Fund. **World Economic Outlook Reports**. Washington: IMF, Oct. 2014.

MADDISON, A. **Contours of the world economy 1-2030 AD: essays in macro-economic history**. London: Oxford University Press, 2007.

MEDEIROS, M.; SOUZA, P. H. G. F.; CASTRO, F. A. **A estabilidade da desigualdade de renda no Brasil, 2006 a 2012: estimativa com dados do imposto de renda e pesquisas domiciliares**. Setembro, 2014 (SSRN working paper). Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=2493877>>.

ORTEGA, N. Telling Piketty the real reason why economies can't keep growing. **Foreign Policy in Focus**, Jun. 2014. Disponível em: <<http://www.resilience.org/stories/2014-06-23/telling-piketty-the-real-reason-why-economies-can-t-keep-growing>>.

POCHMANN, M. O desafio da distribuição equânime da renda e riqueza no Brasil. **Economia e Desenvolvimento**, v. 5, n. 1, p. 89-105, 2006. Disponível em: <<http://periodicos.ufpb.br/ojs/index.php/economia/article/view/3846/3058>>.

SOLOW, R. Secular stagnation, affluent economies stuck in neutral. **Finance & Development**, v. 51, n. 3, Sep. 2014.

STOCKHAMMER, E. Financialization and the slowdown of accumulation. **Cambridge Journal of Economics**, n. 28, p. 719-741, 2004.

TOSONI, G. A. Participación salarial y crecimiento económico en América Latina, 1950-2011. **Revista Cepal**, n. 113, agosto, 2014. Disponível em: <<http://www.cepal.org/publicaciones/xml/5/53445/RVE113Alarco.pdf>>.

## **Sobre os autores**

*José Eustáquio Diniz Alves* é doutor em Demografia pelo Cedeplar/UFMG, com pós-doutorado no Nepo/Unicamp. Professor titular do Programa de Pós-graduação em População, Território e Estatísticas Públicas da Escola Nacional de Ciências Estatísticas – Ence, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE.

*Miguel Antonio Pinho Bruno* é doutor em Economia pela EHESS-Paris e pelo IE-UFRJ. Professor do Programa de Pós-graduação em População, Território e Estatísticas Públicas da Escola Nacional de Ciências Estatísticas – Ence, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE.

## **Endereço para correspondência**

Escola Nacional de Ciências Estatísticas  
Rua Andre Cavalcanti, 106, sala 502, Bairro de Fátima  
20231-050 – Rio de Janeiro-RJ, Brasil

Recebido para publicação em 21/10/2014

Aceito para publicação em 18/11/2014



## INSTRUÇÕES E NORMAS PARA ELABORAÇÃO DE ORIGINAIS

### Foco e escopo da revista

A *Revista Brasileira de Estudos de População* é um periódico semestral, composto por artigos inéditos, de reconhecido mérito científico, sobre demografia e população e desenvolvimento sustentável, assim como áreas afins que mantenham o diálogo com o escopo da revista.

A *Rebep* aceita manuscritos para publicação nas seguintes categorias:

- **artigos de revisão:** revisão crítica da literatura – *não somente revisões bibliográficas* – sobre temas no campo dos estudos populacionais e áreas correlatas (máximo de 10.000 palavras e cinco ilustrações);
- **artigos originais:** resultados de pesquisa empírica, teórica experimental ou conceitual (máximo de 8.000 palavras e cinco ilustrações);
- **nota técnica:** apresentação de análises prévias de pesquisas, cujos resultados sejam relevantes (máximo de 3.000 palavras e três ilustrações);
- **ponto de vista:** opinião qualificada sobre tema de relevância ou crítica a artigo publicado em fascículo imediatamente anterior (máximo de 3.000 palavras e duas ilustrações);
- **resenha:** revisão crítica de livros publicados nos últimos três anos (máximo de 3.000 palavras);
- **debate:** ensaios teóricos opinativos relacionados à discussão da dinâmica demográfica, seguidos de avaliações de autores convidados pelo editor e de resposta do autor do artigo principal (máximo de 8.000 palavras e cinco ilustrações).

### Política de avaliação

As avaliações seguirão as éticas de avaliação duplo-cega.

Os textos submetidos serão enviados anonimamente a dois pareceristas, especialistas no tema, para avaliação criteriosa da sua qualidade. Em caso de divergência de opiniões, o artigo será enviado a um terceiro especialista. Os trabalhos que forem recomendados para publicação com revisão de conteúdo serão enviados novamente a dois pareceristas, de preferência os mesmos do processo inicial.

Cabe ao Comitê Editorial da *Rebep*, responsável pelo número específico da revista, a aprovação final de um artigo para publicação que tenha sido aprovado condicionalmente no processo duplo-cego. Cabe também ao Comitê Editorial o direito de fazer pequenas modificações no texto final, tabelas e figuras, para atender aos critérios editoriais da revista, que seguem as normas da ABNT.

Os autores comprometem-se a não enviar um artigo em avaliação a outras revistas por, pelo menos, três meses após o aceite da submissão. A desistência da submissão após este prazo deve ser registrada com notificação ao editor da revista.

O aceite da submissão de um manuscrito depende de avaliação do cumprimento dos requisitos de formatação e, principalmente, de uma análise inicial do Comitê Editorial sobre a aderência do manuscrito ao escopo da revista.

### Diretrizes para autores para preparação dos manuscritos

#### Resumo

O resumo é a apresentação concisa dos pontos relevantes do artigo, devendo ser fornecido tanto para os artigos de revisão quanto para os originais. Deve conter cerca de 200 palavras ou até 2.000 caracteres, incluindo espaço em branco, e seguir a norma da ABNT 6028 (um único parágrafo indicando o objetivo, o método, os resultados e a principal conclusão do documento).

O resumo deve ser enviado nos três idiomas: português, inglês e espanhol. As traduções devem ser fiéis ao resumo enviado no idioma original do artigo.

#### Palavras-chave

Deverão ser indicadas de três a seis palavras-chave (normas ABNT) no momento da submissão do artigo.

#### Formatação do texto

O manuscrito deve ser digitado em Word (versão 6.0 ou superior), com espaço duplo, utilizando-se fonte de letra Arial ou Times New Roman 12.

O manuscrito **não pode conter a identificação de nenhum dos autores**. Deve ter título, resumo, texto e referências bibliográficas, além de incluir todos os elementos gráficos no corpo do texto. Adicionalmente, os elementos gráficos/tabelas/mapas/quadros/figuras devem ser enviados em arquivos complementares (veja instruções a seguir).

- **Citações:** as transcrições no texto de até três linhas devem estar encerradas entre aspas duplas. As aspas simples são utilizadas para indicar citação no interior da citação. As transcrições com mais de três linhas devem ser evitadas e, quando necessárias, aparecem destacadas com recuo de 4 cm da margem esquerda, com tamanho de letra menor do que o utilizado no texto e sem aspas. Os indicadores de supressão de parte da transcrição e os acréscimos devem ser colocados entre colchetes. Utiliza-se o sistema autor-data-número da página entre parênteses para a identificação da fonte de citação (ABNT NBR 10520).
- **Notas explicativas:** são utilizadas para comentários, esclarecimentos ou explicações que não possam ser incluídas no texto. Devem ser mantidas ao mínimo e inseridas como notas de rodapé, em algarismos arábicos, com numeração única e consecutiva para todo o artigo (ABNT NBR 10520).
- **Elementos complementares:** tabelas, gráficos, figuras, mapas e quadros devem ser apresentados no texto, no local aproximado que deverão aparecer na publicação final, com numeração consecutiva e independente, em algarismos arábicos, cada qual identificado na parte superior pelo termo TABELA, QUADRO, GRÁFICO, MAPA

ou FIGURA, seguido do seu número de ordem. As tabelas e quadros, de preferência, devem estar no formato de objeto e não como figuras no texto.

- Os títulos dos elementos complementares devem identificar claramente o seu conteúdo, com a explicitação das variáveis e grupos populacionais referidos, com identificação do local e data/período a que se referem os dados. Os títulos dos eixos dos gráficos devem ser explicitados.
- A fonte dos dados utilizados nesses elementos deve identificar claramente a base de dados, com informação sobre o produtor dos dados, a base especificamente e o(s) ano(s) de referência, seguindo as normas da ABNT. Mudanças feitas pelos autores nos dados podem ser indicadas em ‘Nota’, abaixo da fonte de dados, assim como a autorização obtida dos editores para reprodução de objetos tomados/adaptados de outras publicações. Supõe-se que os dados foram elaborados pelos autores, portanto, esta indicação de elaboração não deve constar nestes elementos gráficos/tabelas/mapas, etc.
- Gráficos e tabelas devem ser enviados em formatos editáveis (não como figuras). Por exemplo, se gerados em planilhas de cálculo, devem ser enviados em um arquivo de planilha com cada elemento identificado da mesma forma que aparece no texto em Word. Gráficos que não foram gerados em planilha de cálculo devem ser enviados em formato EPS ou WMF com alta resolução. Mapas e fotos também devem ser enviados em formato EPS ou WMF. O título principal e fonte de dados não devem ser incluídos como parte destes elementos, mas sim de forma separada.
- A publicação não é colorida, assim, elementos em cores serão transformados em tons de cinza. Aconselha-se que os originais já venham em tons de cinza quando possível.
- **Referências bibliográficas:** os elementos essenciais são autor(es), título, subtítulo (se houver), edição, local, editora, data de publicação, páginas e volumes (se houver) (ABNT NBR 6023).
  - Ao longo do artigo as referências devem aparecer com indicação do sobrenome do autor, data de publicação e número da(s) página(s) consultada(s). Havendo mais de um trabalho do mesmo autor no mesmo ano, utilizar a, b, c imediatamente após a data. Exemplo: (MORTARA, 1982a, p. 427).
  - Ao final do artigo as obras devem ser relacionadas em ordem alfabética pelo sobrenome (em caixa alta) do primeiro autor citado. Não há recuo da segunda linha em relação à primeira. A organização das referências deve obedecer às normas da ABNT, conforme o modelo a seguir.

#### *Livro*

SOBRENOME, inicial do prenome do(s) autor(es). **Título:** subtítulo. Número da edição. Local: Editora e ano de publicação.  
Ex.: NEWELL, C. **Methods and models in demography**. New York: Guilford Press, 1988.

#### *Capítulo de livro*

SOBRENOME, inicial do prenome do(s) autor(es). Título do capítulo. In: SOBRENOME, inicial do prenome do(s) autor(es) ou organizador(es) do livro. **Título:** subtítulo. Local: Editora, ano de publicação, páginas inicial-final do capítulo referenciado.

Ex.: ABOUZAH, C. Maternal mortality overview. In: MURRAY, C. J. L.; LOPEZ, A. D. (Orgs.). **Health dimensions of sex and reproduction**. Cambridge, MA: Harvard University Press, 1998, p. 111-164.

#### *Artigo de periódico*

SOBRENOME, inicial do prenome do(s) autor(es). Título do artigo: subtítulo. **Título do periódico**, número do volume, fascículo, páginas inicial-final do artigo referenciado, data de publicação.

Ex.: SCHELLEKENS, J. Family allowances and fertility: socioeconomic differences. **Demography**, v. 46, n. 3, p. 461-468, 2009.

#### *Tese, dissertação e outros trabalhos acadêmicos*

SOBRENOME, inicial do prenome do autor. **Título da tese.** Tipo de documento (tese, dissertação, trabalho de conclusão de curso, etc.), vinculação acadêmica, local e data de defesa.

Ex.: CURTIS, S. L. **Birth spacing, death clustering and infant mortality in Brazil**. Ph.D, University of Southampton, U.K., 1992.

#### *Documentos em meio eletrônico*

Obras de qualquer natureza consultadas *on-line* devem necessariamente apresentar as informações sobre o endereço eletrônico, apresentado entre os sinais < >, precedido da expressão “Disponível em:”, e a data do acesso ao documento, precedida da expressão “Acesso em:”.

Ex.: AHMAN, E.; DOLEA, C.; SHAH, I. The global burden of unsafe abortion in the year 2000. In: WHO – World Health Organization. **Health statistics and health information systems**. [S.d.]. Disponível em: <[http://www.who.int/healthinfo/statistics/bod\\_abortions.pdf](http://www.who.int/healthinfo/statistics/bod_abortions.pdf)>. Acesso em: 8 mar. 2009.

**Atenção:** A *Rebep* não se responsabiliza pelas referências bibliográficas fornecidas pelos autores.

#### **Observações**

1. Os artigos devem ser encaminhados completos e definitivamente revistos. As provas serão revisadas pelo editor, com base no texto recebido, cabendo aos autores a responsabilidade pelo original enviado.
2. Todos os trabalhos aparecerão assinados, refletindo as opiniões de seus autores e não necessariamente as do Comitê Editorial ou da revista, mas o direito de cópia passará a ser da *Rebep* em caso de publicação do manuscrito. Qualquer autorização de reprodução, completa ou parcial, deve ser solicitada por escrito à revista.

# REBEP

Editora 2013-2014  
Suzana Cavenaghi

## Artigos para publicação

A Rebec está selecionando artigos  
para os próximos números.

Os artigos devem ser  
enviados conforme  
as instruções  
e normas para:

**Suzana M. Cavenaghi** (ENCE/IBGE)  
Revista Brasileira de Estudos de População  
Rua André Cavalcanti, 106, sala 502  
Bairro de Fátima - Rio de Janeiro - RJ - CEP 20231-050  
Fone: (55-21) 2142.4691 ou 4689  
rebep@rebep.org.br; secretaria@rebep.org.br  
www.rebep.org.br

# REBEP

também na  
**SciELO**  
Scientific Electronic Library Online

[www.scielo.org](http://www.scielo.org)



