

As discontinuidades demográficas exercem efeitos sobre o mercado de trabalho metropolitano dos jovens?

Jerônimo Oliveira Muniz*

Este artigo discute os possíveis efeitos de mudanças na estrutura etária sobre o mercado de trabalho dos jovens no Brasil. Utilizando a PME, foi montado um pseudopainel agrupando informações de seis regiões metropolitanas de 1982 a 2000. Através de modelos de regressão foi possível mensurar as elasticidades da ocupação e do desemprego diante do aumento relativo de jovens, levando em conta a influência de fatores atrelados à demanda agregada, a região e os períodos considerados. Os resultados obtidos demonstram que as taxas de desemprego e ocupação das mulheres e das pessoas mais jovens (15-19 anos) são as mais sensíveis ao aumento populacional relativo. Além disso, foi possível comprovar que o aperfeiçoamento do mercado de trabalho agregado ainda constitui a melhor forma de se combater o aumento do desemprego.

Introdução

Flutuações na proporção da população dentro de cada grupo etário podem provocar uma série de conseqüências econômicas e sociais. Mudanças no tamanho das coortes podem influenciar as oportunidades dos indivíduos em determinado grupo e, em decorrência, afetar as atitudes e comportamentos da economia e da sociedade de maneira geral.

Há na literatura, sobretudo na norteamericana, um amplo debate a respeito da influência do tamanho relativo das coortes sobre os salários relativos, a demanda por educação, os índices de criminalidade, o emprego e o desemprego. Argumenta-se que coortes mais largas estariam associadas com depressões salariais, com um provável aumento da demanda por educação, com a elevação do desemprego, a redução do emprego e a ampliação da criminalidade.

No Brasil, apesar de existirem pistas suficientes sinalizando a presença de discontinuidades demográficas na pirâmide

etária, ainda são poucos os estudos voltados para os efeitos provenientes de tamanhos de coortes diferenciados. Apesar de Bercovich e Madeira (1990), Madeira e Bercovich (1992), Bercovich *et al.* (1998a, 1998b) e Madeira (1998) já virem a bastante tempo alertando sobre a existência e os possíveis efeitos de uma “onda jovem” no Brasil, especialmente em São Paulo, pouco tem sido feito por aqueles responsáveis pelo planejamento e provisão de políticas públicas. Até agora, pouca atenção tem sido dada às conseqüências e às causas das discontinuidades demográficas.

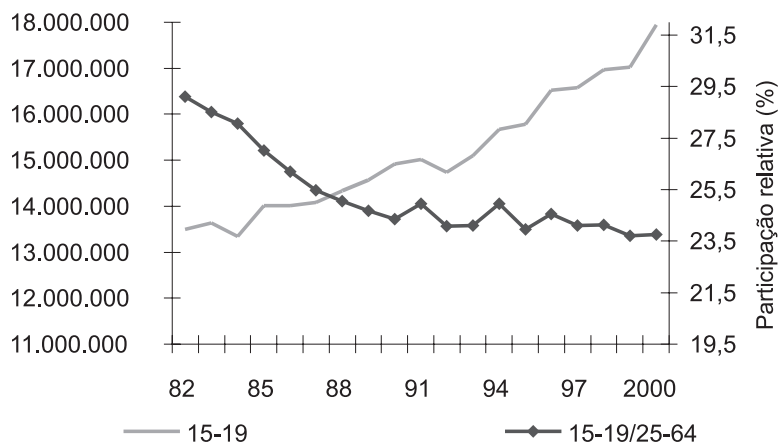
Por outro lado, pode ser que a negligência destes órgãos seja uma decorrência da imprecisão a respeito dos efeitos causados por tais fenômenos. No caso brasileiro, os efeitos do tamanho relativo das coortes sobre o mercado de trabalho e sobre todos os demais indicadores de bem-estar social ainda não foram mensurados com a eficiência e o rigor necessários para

* Economista, mestrando em Demografia no Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (Cedeplar) da UFMG.

possibilitar a atuação dos órgãos públicos através de medidas preventivas, ou até mesmo corretivas. Até agora, os estudos sobre as conseqüências das discontinuidades demográficas no Brasil têm tido caráter meramente especulativo e pouco

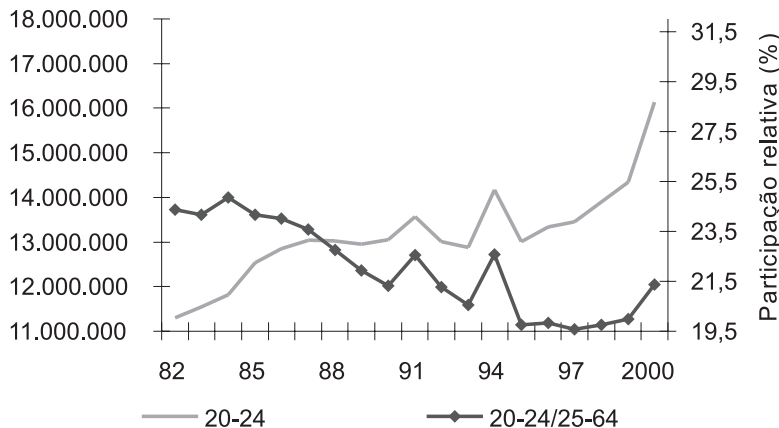
tem sido feito para quantificar com rigor as relações existentes entre coortes relativamente maiores e alterações na estrutura salarial, nos índices de criminalidade, na demanda por educação, e no mercado de trabalho.

GRÁFICO 1
BRASIL - Número absoluto de pessoas entre 15-19 anos e participação relativa (%) do grupo 15-19 na população adulta (25-64)



Fontes: IBGE, PNADs de 1982 a 1999 e Censos Demográficos.

GRÁFICO 2
BRASIL - Número absoluto de pessoas entre 20-24 anos e participação relativa (%) do grupo 20-24 na população adulta (25-64)



Fontes: PNADs de 1982 a 1999 e Censos Demográficos.

O momento atual parece oportuno para se testar as hipóteses levantadas previamente sobre o efeito do aumento da população relativa sobre o mercado de trabalho, principalmente quando se considera o tamanho atual (tanto relativo quanto absoluto) do grupo etário entre 15 e 24 anos. O Gráfico 1 mostra que a partir da década de 90 há um incremento significativo de pessoas entre 15-19 anos na população de jovens. Segundo os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD) e dos Censos Demográficos, entre 1982 e 1990 a população de 15 a 19 anos cresceu cerca de 10,5%; na década de 90 (1991-2000) este crescimento foi de 19,5%. De forma semelhante, o Gráfico 2 mostra que também houve aumento significativo do número de jovens entre 20-24 anos, o que pode estar gerando alterações significativas no nível de emprego e desemprego da população. Entre 1982 e 1990 o contingente de jovens entre 20-24 anos cresceu 15,4%, aumentando ainda mais entre 1991 e 2000 (19%). Em relação à população de adultos (25-64 anos), é possível observar que o crescimento populacional não pode ser generalizado para todas as faixas etárias. Apesar da relação entre população jovem e adulta ser historicamente decrescente, as taxas de crescimento relativo (15-19/25-64) das décadas de 80 (-16%) e 90 (-4,8%) mostram que, de fato, a população de jovens cresceu relativamente mais do que a população de adultos, refletindo, assim, o fenômeno da onda jovem. Em particular, espera-se que, no Brasil, o aumento da participação deste grupo na população provoque um excesso de oferta de mão-de-obra no mercado de trabalho, contribuindo para a retração do emprego e a ampliação do desemprego.

Este artigo está dividido em oito seções. Inicialmente, apresento o conceito de descontinuidade demográfica e discuto a sua origem e importância para o caso brasileiro. Em seguida, descrevo as possíveis consequências que as descontinuidades demográficas podem ocasionar sobre o mercado de trabalho. Em terceiro lugar apresento os objetivos da pesquisa. Na quarta seção faço referência à base de

dados utilizada. Na quinta seção levanto alguns resultados decorrentes da análise descritiva. A sexta seção apresenta a metodologia utilizada para se mensurar as elasticidades do tamanho relativo de coorte sobre as taxas de ocupação e desemprego, apresentando também a especificação econométrica do modelo. A sétima seção analisa os resultados obtidos nas regressões e, por fim, apresento a conclusão, na qual são explicitados os principais resultados observados e algumas das motivações para pesquisas futuras.

O que são descontinuidades demográficas?

Em poucas palavras, descontinuidades demográficas podem ser definidas como mudanças bruscas no tamanho de coortes sucessivas. O conceito de descontinuidade refere-se, portanto, ao crescimento (decréscimo) absoluto de grupos etários particulares. As mudanças ao longo da pirâmide são provocadas por alterações dos fatores relacionados com a dinâmica demográfica – mortalidade, migração ou fecundidade – e normalmente afetam grupos etários específicos (Bercovich e Madeira, 1990, p. 610).

No caso da mortalidade, por exemplo, guerras podem ser apontadas como causadoras de descontinuidades demográficas na medida em que provocam decrementos populacionais significativos – sobretudo masculinos – dentro de grupos etários que normalmente envolvem jovens e adultos.

De forma semelhante, movimentos migratórios seletivos por idade ou por sexo também podem provocar alargamentos (imigração) ou estreitamentos (emigração) da pirâmide etária em grupos de idade específicos. A emigração de uma grande parcela de jovens em busca de melhores condições de trabalho, por exemplo, provavelmente provocaria na região de origem o estreitamento da pirâmide no grupo etário 15-24 anos, e o alargamento deste mesmo grupo na região de destino.

No caso da fecundidade, o fenômeno mundial mais conhecido de descontinuidade demográfica foi o *baby boom*

americano ocorrido no pós-guerra. O elevado número de nascimentos ocorrido entre 1946 e 1964 provocou transformações significativas na estrutura etária norte-americana e repercutiu significativamente nas sucessivas gerações através de alargamentos (ondas) da pirâmide populacional.

Descontinuidades demográficas no Brasil

Bercovich e Madeira (1990) propuseram-se a estudar as descontinuidades no Brasil desde 1950 até 2000. Neste estudo, utilizando as projeções populacionais realizadas pelo IBGE/Celade, as autoras caracterizaram da seguinte forma a estrutura etária do Brasil entre 1950 e 1990:

- 1950-1965: há um aumento constante da base da pirâmide. Argumenta-se que a queda da mortalidade no Brasil após a Segunda Guerra Mundial seria a responsável pelo alargamento da base da pirâmide de 1960;
- 1965-1975: o grupo de pessoas nascidas a partir de 1965 é bem menor do que aquele nascido no quinquênio anterior, graças à queda da fecundidade no período 1965-1970;
- 1975-1985: a partir deste período a pirâmide volta a alargar-se. A inércia demográfica provocada pelo elevado número de nascimentos ocorridos em 1960 gera uma maior proporção de mulheres em idades férteis em 1980, provocando o alargamento da base da pirâmide como decorrência do elevado número absoluto de nascimentos (sem que haja aumento da fecundidade);
- 1985-1990: passa a haver um estreitamento da pirâmide para as idades mais jovens, provavelmente como decorrência da queda recente da fecundidade e da menor proporção de mulheres alcançando as idades

férteis, ou seja, aquelas nascidas entre 1965 e 1975.

A dinâmica demográfica ocorrida durante o período 1950-1990 indica, portanto, a existência de duas ondas jovens¹: uma ocorrida a partir da segunda metade da década de 70, e outra que se iniciaria em meados da década de 90, como consequência dos nascimentos ocorridos entre 1975 e 1985. As coortes de jovens cresceram 66% (10 milhões de pessoas) entre 1965 e 1980, e somente 21% em 1980-1995 (5,4 milhões). Neste último caso, o crescimento concentrou-se no período 1990-1995, que é justamente o momento em que a “onda jovem” começa a vigorar. No Estado de São Paulo, entre 1970 e 1980 houve um incremento de 801,7 mil adolescentes (15-19 anos) e 999 mil jovens (20-24 anos) em relação à década anterior. Entre 1980 e 1985 esse aumento foi de 11 mil adolescentes e 200 mil jovens, entre 1985 e 1990 o incremento foi de 234 mil adolescentes e 24 mil jovens, e entre 1990 e 1995 esperava-se um acréscimo explosivo de 664 mil adolescentes e 671 jovens aos números do quinquênio anterior (Bercovich e Madeira, 1990; Madeira e Bercovich, 1992).

É bom ter em mente que as descontinuidades não ocorrem de maneira uniforme, nem do ponto de vista geográfico, nem do social. Bercovich e Madeira (1990) descobriram que as descontinuidades demográficas são fenômenos tipicamente urbanos e próprios das populações brancas. Verificaram também que as oscilações da estrutura etária ocorriam com maior intensidade entre as populações de maior poder aquisitivo e entre as famílias que ocupavam categorias sócio-ocupacionais que representavam um melhor *status* econômico. Em suma, as autoras descobriram que as mudanças de concavidade na estrutura etária brasileira se processaram de modo diferenciado nos diferentes subgrupos da população, principalmente no que se refere ao *timing* e à intensidade

¹ Consideram-se como jovens as pessoas pertencentes ao grupo etário entre 20 e 24 anos, e como adolescentes aquelas entre 15 e 19 anos.

das quedas nos níveis da mortalidade e fecundidade (Bercovich e Madeira, 1990).

Em estudo mais recente, Madeira (1998) mostra como foi diferenciada a dinâmica de crescimento dos adolescentes nas cinco regiões do Brasil. A autora afirma que, apesar de a região Norte apresentar o maior incremento absoluto de adolescentes do país entre 1990 e 2005, as regiões Nordeste e Sudeste ainda concentram a maior parcela de adolescentes do país (73,6%), além de ocuparem a segunda posição em crescimento absoluto de adolescentes. O incremento de adolescentes nestas duas regiões estaria atingindo a cifra de 1,7 milhão de pessoas em 1995 (em relação a 1985), e de 1,9 milhão no ano de 2000 (em relação a 1990). Como conseqüência, é natural que ocorram impactos tanto no mercado de trabalho como na educação destas regiões.

Conseqüências das discontinuidades demográficas sobre o mercado de trabalho

As discontinuidades demográficas, por provocarem uma série de mudanças na distribuição etária da população, demandam políticas específicas relacionadas sobretudo com o planejamento público e com a provisão de recursos para grupos etários específicos. Quando não antecipadas de forma correta, as discontinuidades demográficas podem provocar pressões sociais e conseqüências indesejáveis tanto no mercado de trabalho quanto no sistema educacional. Se a conjuntura econômica for incapaz de absorver o excedente de pessoas de determinado grupo etário gerado pela discontinuidade, o fenômeno pode reverter-se em um problema de grandes proporções, provocando instabilidade política, crise social e o desequilíbrio econômico entre oferta e demanda.

Por um lado, argumenta-se que os períodos de coortes largas, como o caso

das ondas jovens, por exemplo, seriam acompanhados pela dificuldade de se conseguir uma vaga no mercado de trabalho, devido ao excesso de oferta de mão-de-obra. Por outro lado, na medida em que os empregos se tornam mais restritivos, exigentes e seletivos em relação ao grau de escolaridade, estreita-se cada vez mais a possibilidade de inserção destes jovens em ocupações que antes eram dominadas por eles. A informatização do sistema bancário, por exemplo, pode ser apontada como responsável pela extinção de centenas de vagas que antes eram ocupadas quase exclusivamente por jovens.

Bercovich *et al.* (1998a) afirmam que, além da pressão demográfica causada pela onda jovem e do avanço tecnológico, a seletividade do jovem na hora de procurar emprego, a inserção crescente da mulher no mercado de trabalho, a preferência dos empregadores por pessoas mais escolarizadas e experientes, e o baixo dinamismo do mercado de trabalho para a geração de empregos formais também contribuem com o aumento do desemprego e da inatividade² entre o grupo de 15 a 24 anos. Como conseqüência deste aumento emerge, portanto, uma questão paradoxal: será que, ao perder a ocupação, e diante da dificuldade de conseguir um novo emprego, alguns jovens voltariam a estudar para ampliarem suas chances de inserção no mercado de trabalho? Se isto for verdade, talvez a diminuição da ocupação seja um reflexo do aumento da demanda escolar destes mesmos jovens, não representando, portanto, um problema social. Entretanto, para se verificar esta hipótese seria necessário analisar as taxas de envolvimento escolar destes jovens para se ter certeza de que a ocupação está diminuindo em detrimento do aumento da frequência escolar. De fato, existe uma grande chance de isto estar ocorrendo, já que a inatividade é crescente³.

² Deve-se lembrar que aqueles que só estudam também são considerados inativos.

³ Lam e Marteleto (2002) analisam a relação existente entre tamanho de coorte, população em idade escolar e o número de matrículas. De fato, os autores concluem que a partir de 1990 houve um rápido aumento na matrícula e nos resultados educacionais, o que pode ser um reflexo do aumento da inatividade observada a partir deste período.

Objetivo

Tendo em vista a escassez de trabalhos no Brasil voltados para o efeito do tamanho de coorte sobre o mercado de trabalho, e o aumento do número relativo e absoluto de jovens entre 15 e 24 anos ocorrido ao longo da década de 90, o principal objetivo desta pesquisa consiste em estudar o efeito da variação do tamanho deste grupo etário sobre as taxas de desemprego e ocupação destes jovens em algumas regiões metropolitanas do país. Espera-se que haja um aumento do desemprego e redução da ocupação como consequência do aumento no tamanho do grupo etário 15-24 anos, desde que os salários sejam rígidos, e desde que estes trabalhadores com menos experiência sejam substituídos imperfeitos daqueles com maior experiência⁴. Em outras palavras, o objetivo primordial desta pesquisa é verificar se o aumento do número de pessoas entre 15 e 24 anos exerce algum tipo de influência sobre as taxas de desemprego e ocupação dos jovens⁵.

Este artigo pretende mensurar o tamanho do efeito das variações dos grupos etários considerados sobre o mercado de trabalho, e incentivar a discussão alertando os interessados sobre a importância que as descontinuidades demográficas possam vir a ter sobre o número de desempregados, inativos e ocupados. Em particular, pretende-se discutir a importância de tais variações demográficas em seis Regiões Metropolitanas (Belo Horizonte, Porto Alegre,

Recife, Rio de Janeiro, Salvador e São Paulo), atentando-se para as especificidades de cada uma delas e levando-se em conta as particularidades dos mercados de trabalho masculino e feminino, separando-se estes dois grupos entre jovens de 15-19 anos e jovens de 20-24 anos. Além destes, um terceiro grupo também será considerado para a construção de um dos indicadores de efeito da demanda agregada: os adultos entre 25 e 64 anos.

Em um primeiro momento, analisa-se o comportamento temporal do tamanho das coortes entre 15 e 24 anos através de uma dinâmica comparativa entre o crescimento da participação relativa destas coortes e a evolução do número de jovens desempregados, inativos e ocupados em algumas das regiões metropolitanas brasileiras⁶ entre 1982 e 2000. Com base em tal análise, espera-se obter um retrato preliminar da relação entre as variáveis de desemprego, ocupação, inatividade e tamanho relativo das coortes entre 15-19 e 20-24 anos.

Em seguida, são especificados modelos econométricos para mensurar a sensibilidade da ocupação e do desemprego diante do aumento relativo da população de jovens entre 15-19 e 20-24 anos.

Considerações sobre a base de dados

As informações examinadas referentes ao mercado de trabalho (taxas de desemprego, ocupação e inatividade) foram extraídas da Pesquisa Mensal de Emprego

⁴ A literatura clássica-teórica de mercado de trabalho argumenta que em algumas situações, se os salários forem flexíveis, o excesso de desemprego ou emprego tenderia a desaparecer via ajustes salariais, e o mercado se equilibraria no pleno emprego. Na segunda situação, caso houvesse 'efeito substituição' entre a mão-de-obra dos trabalhadores jovens e adultos, o efeito puro do tamanho de coorte dos jovens sobre o desemprego seria mascarado, uma vez que poderia haver jovens trabalhando em ocupações típicas de adultos e vice-versa, provocando confusão entre o desemprego dos jovens e o dos adultos. Entretanto, no caso brasileiro, a substituição entre trabalhadores jovens e adultos parece estar muito mais relacionada com a escolaridade do que com a idade dos mesmos.

⁵ Apesar de os efeitos do tamanho de coorte sobre a criminalidade, a demanda por educação e os salários não serem o principal objetivo do estudo, todos eles se relacionam com o desemprego de alguma forma. No caso da criminalidade, argumenta-se que o aumento do desemprego estaria relacionado com o aumento da violência, do tráfico de drogas e dos homicídios, principalmente entre as camadas sociais menos abastadas. A demanda por educação também apresenta um vínculo indireto com o desemprego. Pode ser que o tempo de duração do desemprego esteja relacionado com a reinserção dos desempregados no sistema educacional. Na medida em que os empregos se tornam mais restritivos, exigentes e seletivos em relação ao grau de escolaridade, estreita-se cada vez mais a possibilidade de inserção destes jovens em ocupações que antes eram dominadas por eles. Neste sentido, voltar a estudar ao invés de ficar desempregado pode ser a melhor opção para ampliar as chances de reinserção no mercado de trabalho. Finalmente, o desemprego também se relaciona com os salários na medida em que longos períodos de desemprego estariam associados a uma queda do salário de reserva.

⁶ Pretende-se estudar as Regiões Metropolitanas de Salvador, Belo Horizonte, Porto Alegre, Rio de Janeiro, Recife e São Paulo.

(PME) produzida pelo IBGE no período de 1982 a 2000. Já as informações populacionais foram extraídas dos Censos Demográficos, Contagem Populacional e MS/SE/Datasus⁷, a partir de totais populacionais fornecidos pelo IBGE, para os anos intercensitários⁸.

A PME é uma pesquisa de periodicidade mensal sobre mão-de-obra e rendimento do trabalho. Os dados são obtidos de uma amostra probabilística de, aproximadamente, 38.500 domicílios situados nas Regiões Metropolitanas de Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Porto Alegre, cobrindo cerca de um terço da população urbana do país.

A PME investiga a PIA (população em idade ativa) a partir dos dez anos, porém as taxas divulgadas referem-se à população de 15 anos e mais. Assim, a PIA compreende a população economicamente ativa (PEA⁹) e a não-economicamente ativa (ou inativos).

Uma pessoa faz parte da população desempregada (ou desocupada, segundo o IBGE) desde que não possua nenhuma ocupação na semana de referência, e que tenha "pressionado" o mercado de trabalho através da procura efetiva nos últimos sete dias. Captando apenas o desemprego aberto¹⁰, a PME classifica como desempregado a pessoa que apresenta tal situação, e que tenha 15 anos ou mais.

A população ocupada compreende as pessoas que exercem qualquer trabalho remunerado, independentemente da procura, regularidade, intensidade e excepcionalidade do trabalho. Além dos indivíduos empregados (com ou sem carteira assinada), inclui também os que exploram seu próprio negócio (conta própria ou empregados), os que exercem trabalho não remunerado, pelo menos 15 horas por semana, em ajuda a

membro da unidade domiciliar em seu negócio, em entidades beneficentes etc., e aqueles que têm trabalho mas não estavam trabalhando por um motivo específico (férias, licença, greve, doença, más condições do tempo ou outro impedimento temporário independente de sua vontade, tal como quebra de máquina, limitação de produção etc.). A partir daqui pode-se definir a taxa de desemprego aberto como o percentual da população desocupada em relação à população economicamente ativa.

A metodologia adotada pelo IBGE para definir estas três categorias (desempregados, ocupados e inativos) produz indicadores bastante distintos daqueles produzidos pela Pesquisa de Emprego e Desemprego (PED), promovida pelo DIEESE/Fundação Seade. Como consequência, as taxas de desemprego geradas por estas duas pesquisas (PME e PED) se distanciam devido à utilização de conceitos diversos para classificar a inserção dos indivíduos no mercado de trabalho.

Entretanto, apesar de as taxas de desemprego produzidas pela PME e pela PED apresentarem valores absolutos distintos, a variação temporal das mesmas é bastante semelhante. Como a intenção deste estudo é verificar a variação do desemprego diante de variações no tamanho relativo das coortes 15-24 anos, a questão metodológica existente entre as duas pesquisas deixa de ser tão relevante¹¹.

O que mostram as evidências temporais das regiões metropolitanas?

As Figuras 1, 2, 3 e 4 apresentam a variação do número absoluto de inativos, de desempregados, da população economicamente

⁷ Vale lembrar que as séries históricas populacionais extraídas desta fonte podem estar ligeiramente superestimadas em 1996, para o grupo etário 15-19 anos, e em 2000, para o grupo etário 20-24 anos. Este desajuste decorre da metodologia utilizada pelo IBGE para produzir as estimações intercensitárias, que são afetadas pela Contagem Populacional de 1996 quando se utiliza a técnica de interpolação.

⁸ Apenas o indicador populacional relativo (população de jovens/população de adultos) utilizado nas regressões foi construído a partir dos dados da PME. Na análise descritiva foram utilizadas as informações censitárias.

⁹ A PEA é igual à soma de pessoas que estavam ocupadas ou desempregadas na semana de referência.

¹⁰ Aberto refere-se a toda disponibilidade de mão-de-obra, seja no mercado formal ou no informal.

¹¹ Além disso, a PED apresenta a desvantagem de ser uma pesquisa intermitente e que começou a ser implantada somente em 1996 em São Paulo, o que torna inviável a utilização da mesma para se atingir os objetivos propostos neste trabalho. Neste sentido, a superioridade da PME está no fato de possuir séries mensais completas desde 1982 em todas as regiões metropolitanas aqui estudadas.

ativa (PEA) e das populações masculina (Figuras 1 e 2) e feminina (Figuras 3 e 4) entre 15 e 19 anos e 20 e 24 anos, respectivamente, nas seis regiões metropolitanas (RMs) cobertas pela PME. Utilizou-se o ano de 1982 como base de comparação (1982= 100), e as retas numeradas se referem à população presente dentro de cada grupo etário, e em cada uma das regiões metropolitanas consideradas¹². Com exceção de Recife, onde a variação populacional é positiva e constante, todas as demais regiões apresentam um aumento diferenciado da população entre 15 e 19 anos em 1996. Até então, esta população vinha crescendo de forma constante e estável, mas a partir deste ano se percebe uma ligeira quebra de tendência no tamanho deste grupo etário.

Apesar de não ser o objetivo principal deste artigo discutir a origem desta variação no tamanho dos grupos etários, mas sim as suas conseqüências sobre o mercado de trabalho, é possível afirmar que esta variação pode ser uma decorrência da combinação de dois fatores: do aumento do número de nascimentos na segunda metade da década de 70, entre 1975 e 1980, e/ou do aumento da imigração de pessoas entre 15-19 anos para estas regiões metropolitanas. Entretanto, é mais provável que a contribuição do número de nascimentos tenha sido mais importante do que a migração para explicar as variações ocorridas no tamanho absoluto do grupo etário considerado. Esta afirmação tende a ser verdadeira por duas razões: em primeiro lugar porque a migração precisaria ser extremamente seletiva por idade, e em segundo lugar porque a migração precisaria ocorrer simultaneamente em todas¹³ as RMs estudadas, o que seria uma coincidência muito grande do ponto de vista demográfico. Entretanto, tal hipótese não deve ser descartada, uma vez que as variações no tamanho do grupo etário 15-19 anos parecem ser resultantes da combinação entre a migração e o número de nascimentos.

As Figuras 1 e 3 mostram que a PEA, apesar de vir diminuindo historicamente, acentua ainda mais a sua queda a partir de 1990 em quase todas as regiões metropolitanas. Tal como especificado anteriormente, o aumento da PEA é uma decorrência de dois fatores: do aumento do número de ocupados, e/ou do aumento do número de desempregados. Entretanto, como os ocupados representam uma parcela muito maior da PEA do que os desempregados, as variações desta tendem a ocorrer de acordo com as oscilações do número de ocupados. Sendo assim, a acentuada queda da PEA ocorrida a partir da década de 90 é muito mais um reflexo da diminuição de ocupados do que das variações no número de desempregados, mesmo porque o número destes últimos tem aumentado ao longo do tempo.

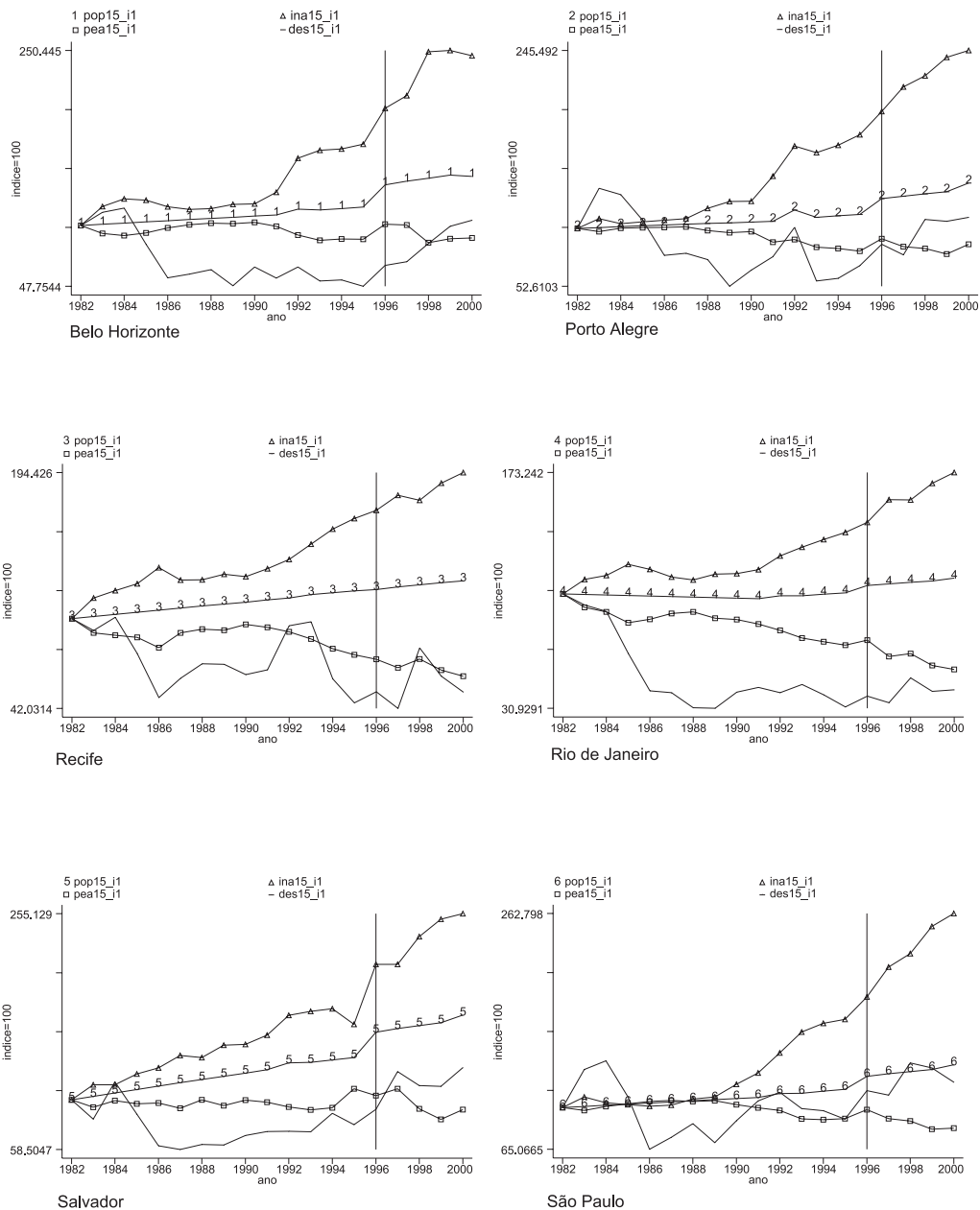
O número de desempregados, que em Belo Horizonte, Porto Alegre, Salvador e em São Paulo se mantinha razoavelmente estável até 1995, a partir desta data começa a aumentar, o que pode estar refletindo a pressão da oferta de jovens no mercado de trabalho, ou a precariedade do mercado de trabalho. Nota-se, ainda, que a maioria destes desempregados podem ser classificados como desempregados de inserção, na medida em que grande parte destes jovens entre 15-19 anos está tendo o seu primeiro contato com o mercado de trabalho durante este período.

Com relação ao número de inativos, a Figura 1 mostra que as maiores variações positivas em relação a 1982 podem ser observadas em São Paulo, Salvador, Belo Horizonte e Porto Alegre, respectivamente. As séries temporais de inativos nestas regiões também são as que apresentam relações mais claras com as variações de tamanho ocorridas no grupo etário entre 15 e 19 anos. Em São Paulo, Salvador, Belo Horizonte e Porto Alegre, o aumento do número de jovens e de desempregados entre 15 e 19 anos em 1996 coincide com a acentuação do número de inativos. Como decorrência, pode-se argumentar que o

¹² Exemplo: Belo Horizonte = 1; Porto Alegre=2; Recife=3...; São Paulo=6.

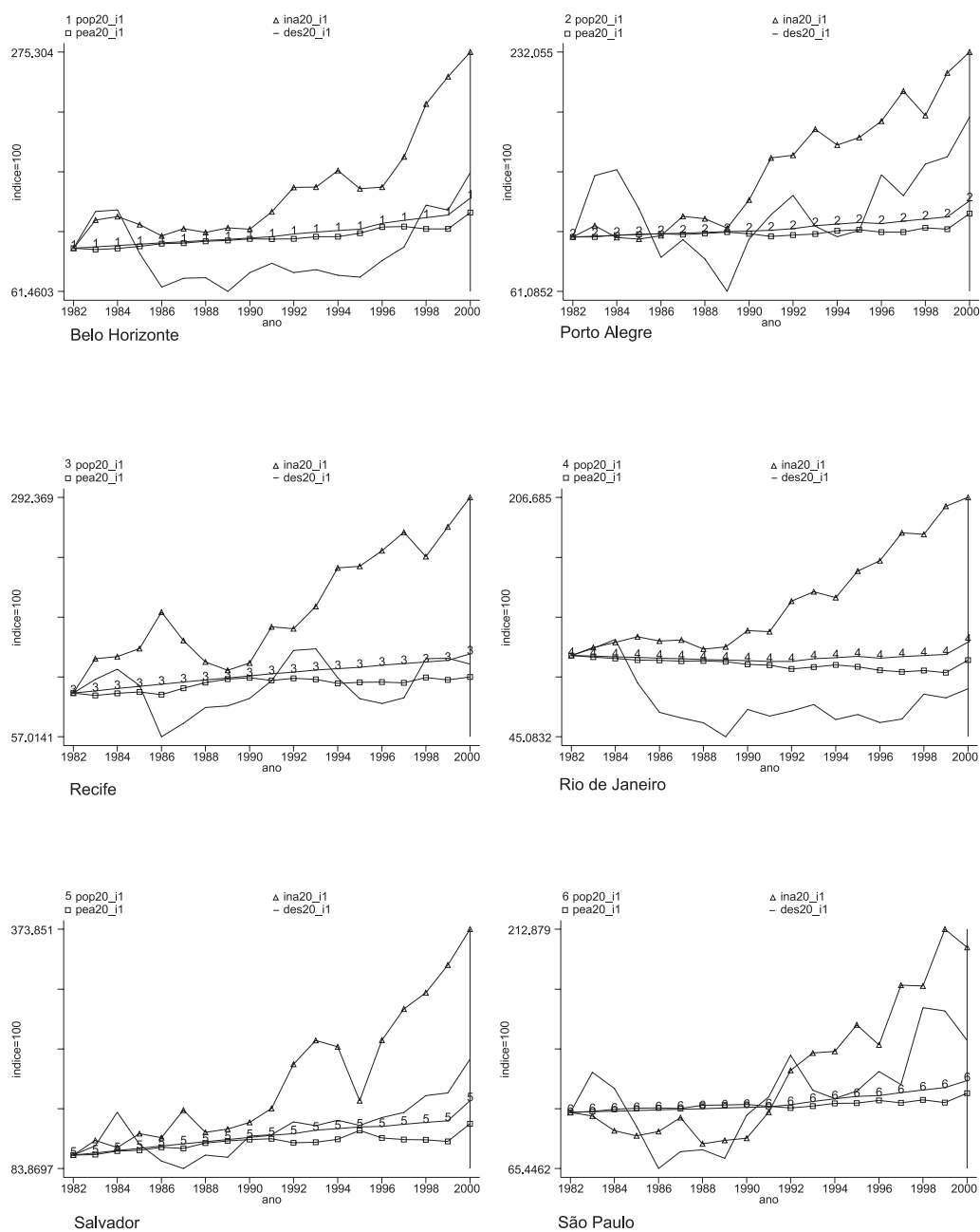
¹³ Com exceção de Recife.

FIGURA 1
Varição da população, inativos, desempregados e PEA masculina entre 15 e 19 anos, por região metropolitana. 1982-2000 (1982=100)



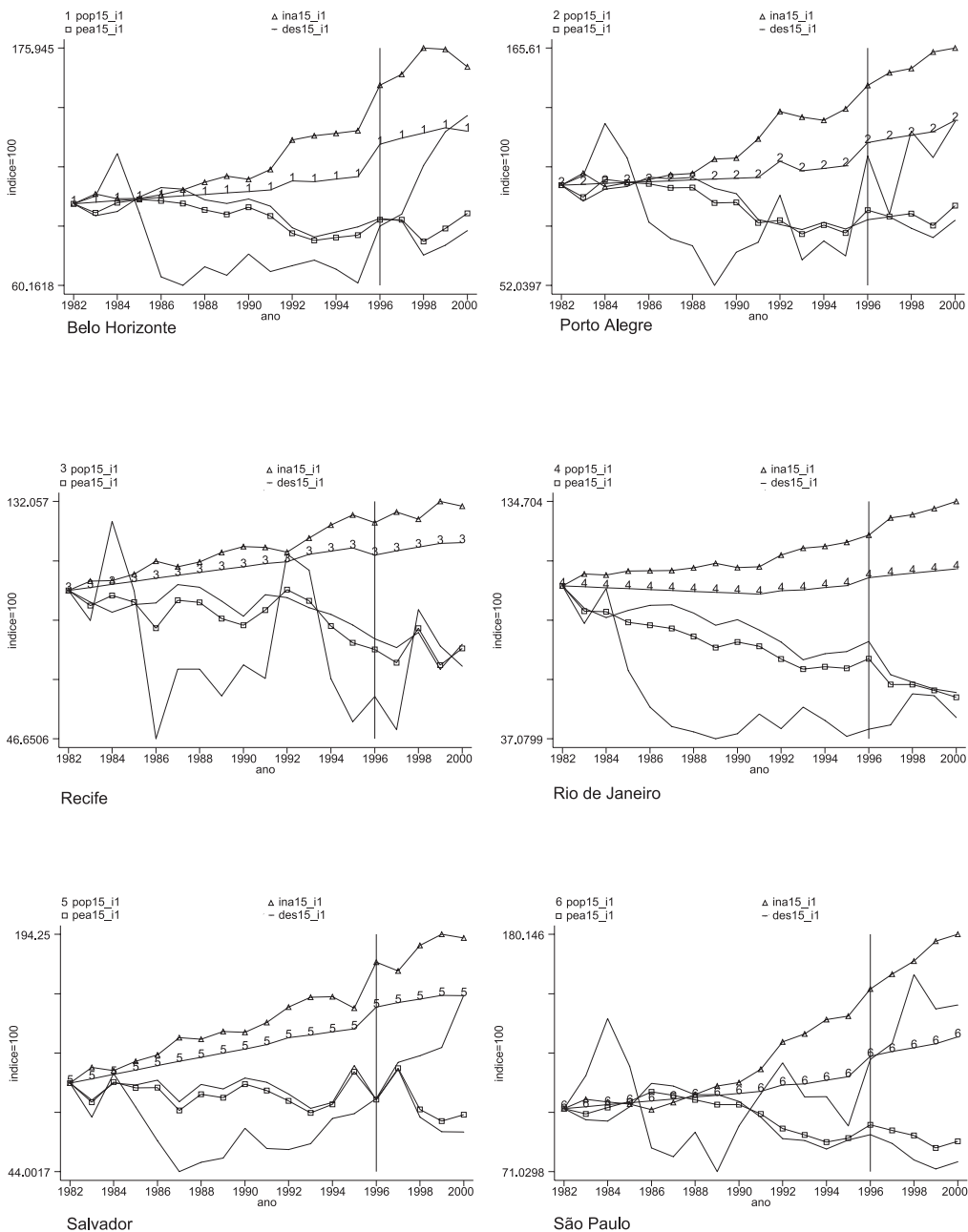
Fonte: Elaboração própria a partir de IBGE: PME, Censos Demográficos e Contagem Populacional e MS/SE/Datasus, a partir de totais populacionais fornecidos pelo IBGE, para os anos intercensitários.

FIGURA 2
Varição da população, inativos, desempregados e PEA masculina entre 20 e 24 anos, por região metropolitana. 1982-2000 (1982=100)



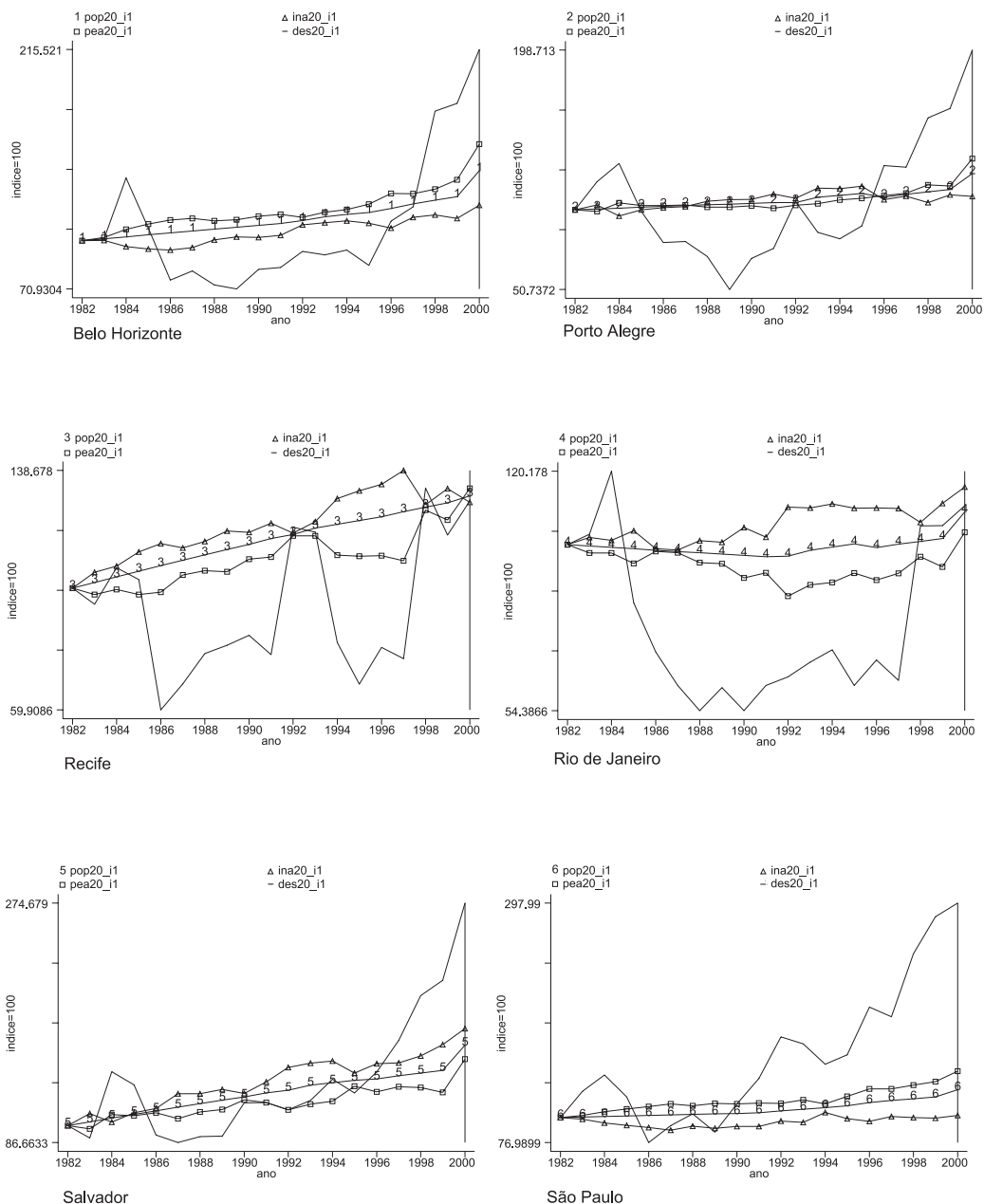
Fonte: Elaboração própria a partir de IBGE: PME, Censos Demográficos e Contagem Populacional e MS/SE/Datasus, a partir de totais populacionais fornecidos pelo IBGE, para os anos intercensitários.

FIGURA 3
Varição da população, inativos, desempregados e PEA feminina entre 15 e 19 anos, por região metropolitana. 1982-2000 (1982=100)



Fonte: Elaboração própria a partir de IBGE: PME, Censos Demográficos e Contagem Populacional e MS/SE/Datusus, a partir de totais populacionais fornecidos pelo IBGE, para os anos intercensitários.

FIGURA 4
Varição da população, inativos, desempregados e PEA feminina entre 20 e 24 anos, por região metropolitana. 1982-2000 (1982=100)



Fonte: Elaboração própria a partir de IBGE: PME, Censos Demográficos e Contagem Populacional e MS/SE/Datasus, a partir de totais populacionais fornecidos pelo IBGE, para os anos intercensitários.

aumento de inativos talvez esteja relacionado com o aumento do desemprego, na medida em que as pessoas se sintam desencorajadas ou desistam de procurar trabalho diante da dificuldade de conseguirem uma ocupação. Uma outra possibilidade é que, diante de tais dificuldades, esteja havendo uma transferência do número de desempregados para a inatividade via o aumento da demanda por educação, principalmente se o aumento do desemprego observado puder ser classificado como de exclusão. As RMs nas quais a relação entre desemprego e inatividade é mais clara são Salvador, Porto Alegre e Belo Horizonte. Nestas regiões, as oscilações e a estrutura de ambas as curvas são extremamente semelhantes.

A Figura 2 apresenta os mesmos gráficos da figura anterior, mas considera a população masculina entre 20 e 24 anos de idade. Para este grupo etário, o número de inativos e desempregados é crescente, e a flutuação da PEA – assim como a dos ocupados – se aproxima da flutuação populacional. Em Belo Horizonte, Porto Alegre, Rio de Janeiro e São Paulo, os desempregados e inativos oscilam de maneira semelhante, refletindo assim a relação positiva existente entre estas duas categorias. Nestas mesmas regiões (exceto São Paulo) e em Salvador, o aumento da PEA e dos desempregados acentua-se junto com o aumento do tamanho absoluto do grupo etário 20-24 anos ocorrido em 2000. Na verdade, este aumento populacional já era esperado, uma vez que reflete aquele aumento ocorrido no grupo etário 15-19 quatro anos antes, em 1996.

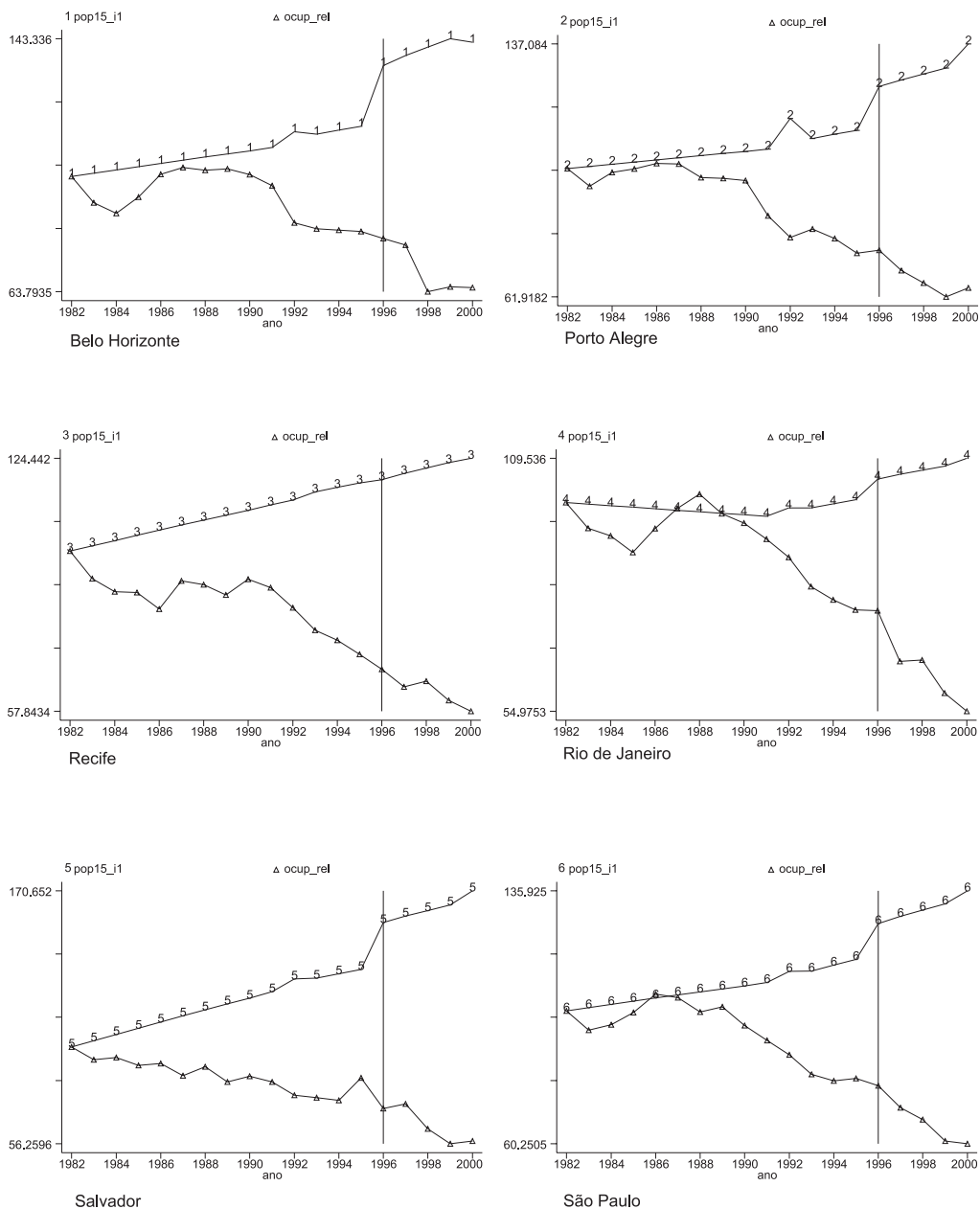
A Figura 4 mostra a população feminina entre 20 e 24 anos. A principal diferença desta população em relação à masculina está na variabilidade das suas populações. As curvas femininas apresentam diferenças significativas quanto ao nível e em relação à variabilidade se comparadas às curvas

masculinas¹⁴. Na Figura 4, a maior variabilidade ocorre na curva das desempregadas, ao passo que no caso masculino ocorria entre os inativos. Vale lembrar que, de maneira geral, a PEA feminina também tende a acompanhar as variações no tamanho da população de mulheres em todas as RMs. Por outro lado, ao contrário do cenário observado no mercado de trabalho masculino, as mulheres inativas e desempregadas entre 20 e 24 anos não apresentam uma relação direta clara, ou seja, os formatos, ou estruturas, das curvas de desemprego e inatividade são extremamente diferentes, enfraquecendo, portanto, a hipótese de transferência da PEA desempregada para a inatividade.

Logicamente, o tamanho da população não é o único fator que afeta o desemprego e a ocupação. Os efeitos decorrentes da demanda agregada também são importantes. Nas Figuras 5, 6, 7 e 8, a influência da demanda agregada sobre a ocupação é levada em conta através da razão entre as taxas de ocupação dos jovens e adultos. Estas razões reduzem a influência de mudanças agregadas que também são refletidas nas taxas adultas, apesar de não eliminarem totalmente as influências agregadas, já que as taxas de ocupação dos jovens são ciclicamente mais sensíveis. As taxas de ocupação relativa apresentadas nas Figuras 5 e 7 mostram um declínio acentuado da ocupação dos jovens entre 15-19 anos em relação à ocupação adulta no período considerado, o que pode estar representando uma piora no mercado de trabalho destes jovens. Em contrapartida, a ocupação relativa de homens e mulheres apresentada nas Figuras 6 e 8 exibe pequenas flutuações, implicando que o aumento na ocupação, percebido através do aumento da PEA nas Figuras 2 e 4, pode ser muito mais uma consequência de desenvolvimentos da demanda agregada e da conjuntura como um todo, do que um reflexo do aumento populacional.

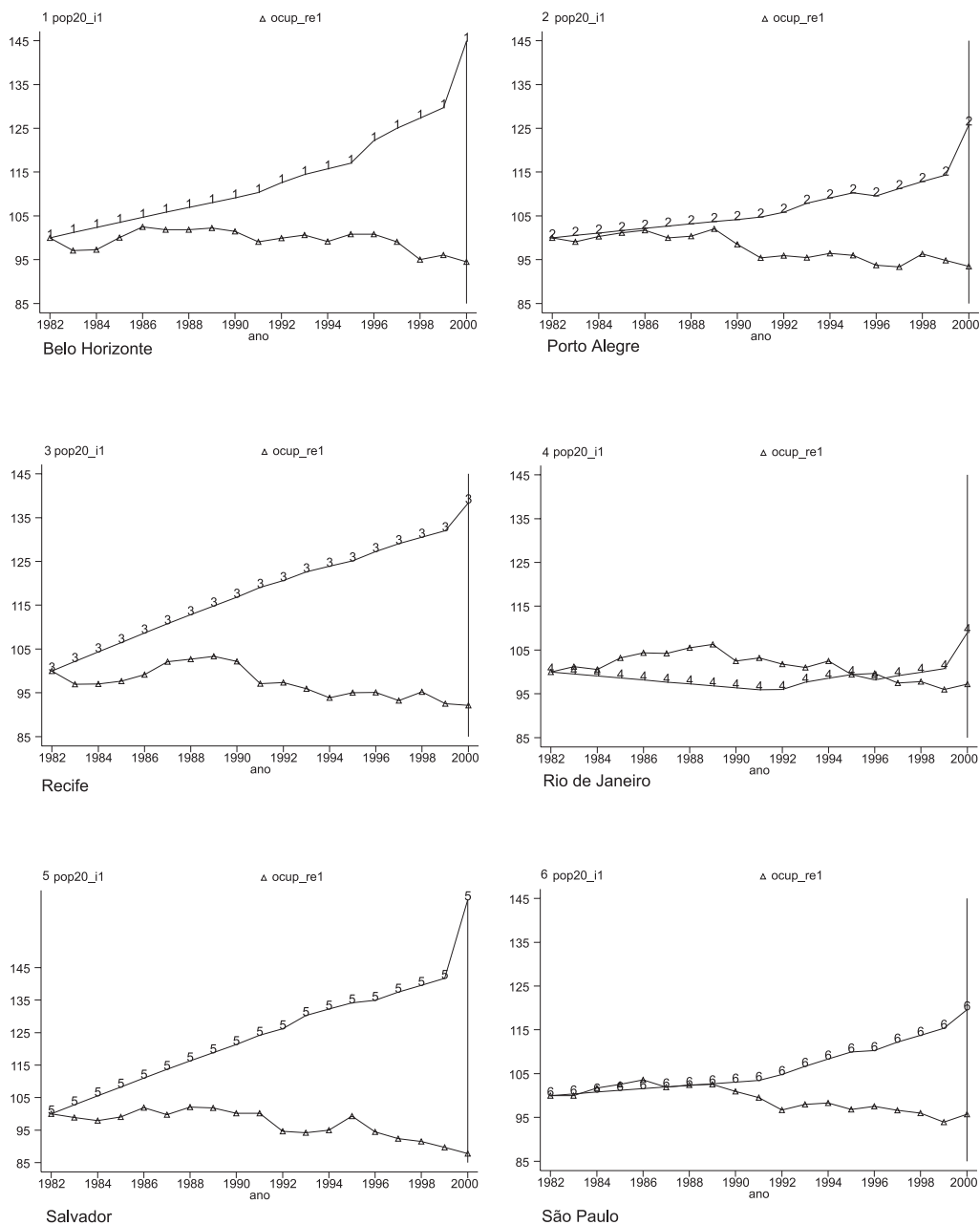
¹⁴ Apesar de não parecer, no caso das mulheres, as oscilações não são tão grandes como as ocorridas no caso dos homens. A análise visual pode dar uma idéia errada da variabilidade das populações femininas em relação às masculinas porque as escalas dos gráficos masculinos e femininos são distintas. Entretanto, quando examinados com atenção, percebe-se que o limite mínimo dos gráficos femininos é superior ao dos masculinos, ao passo que os limites superiores são inferiores, o que implica menor variabilidade dos indicadores femininos em face dos masculinos.

FIGURA 5
Varição da população masculina e da razão entre as taxas de ocupação dos jovens (15-19 anos) e dos adultos (25-64 anos), por região metropolitana. 1982-2000 (1982=100)



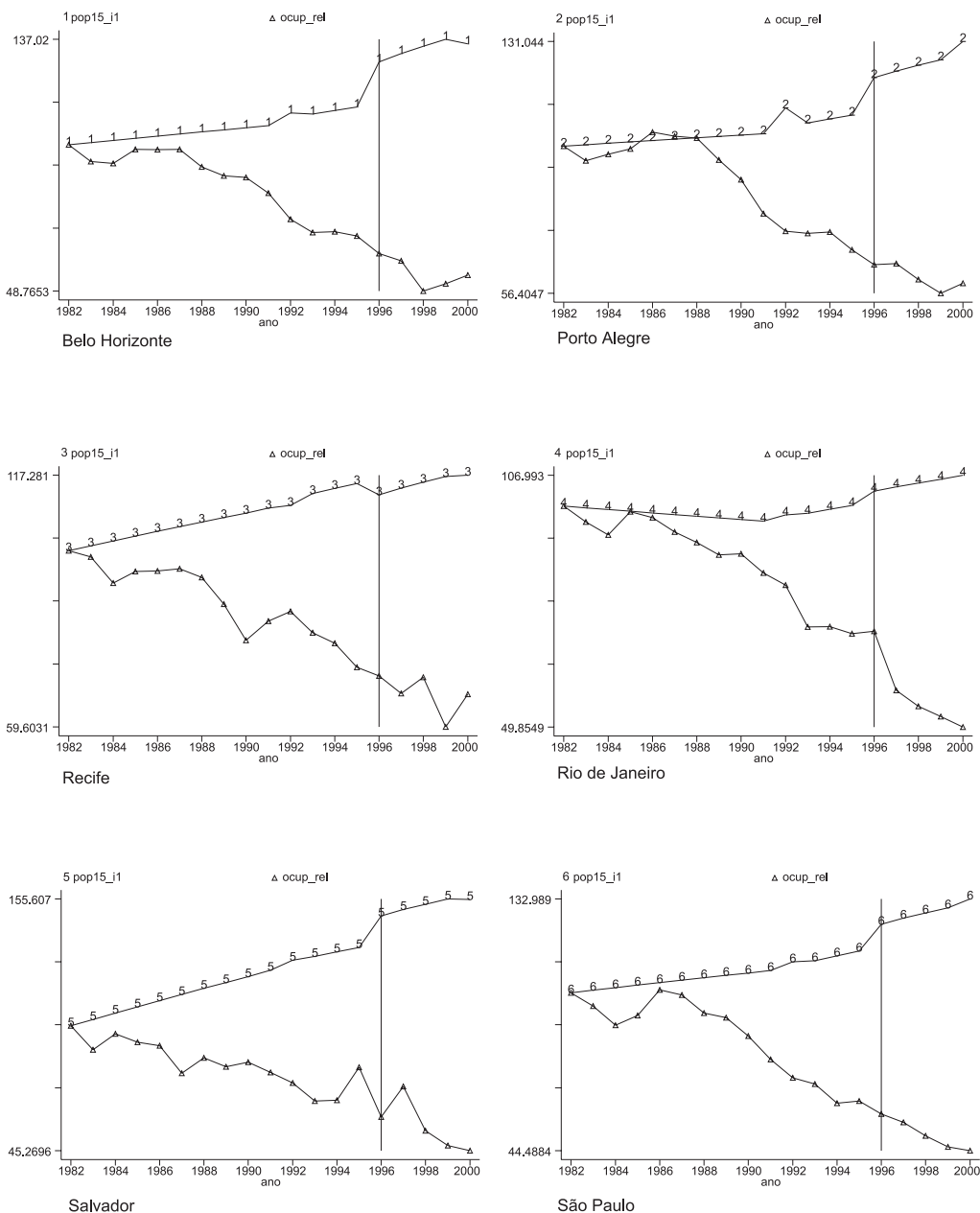
Fonte: Elaboração própria a partir de IBGE: PME, Censos Demográficos e Contagem Populacional e MS/SE/Datasus, a partir de totais populacionais fornecidos pelo IBGE, para os anos intercensitários

FIGURA 6
Varição da população masculina e da razão entre as taxas de ocupação dos jovens (20-24 anos)
e dos adultos (25-64 anos), por região metropolitana. 1982-2000 (1982=100)



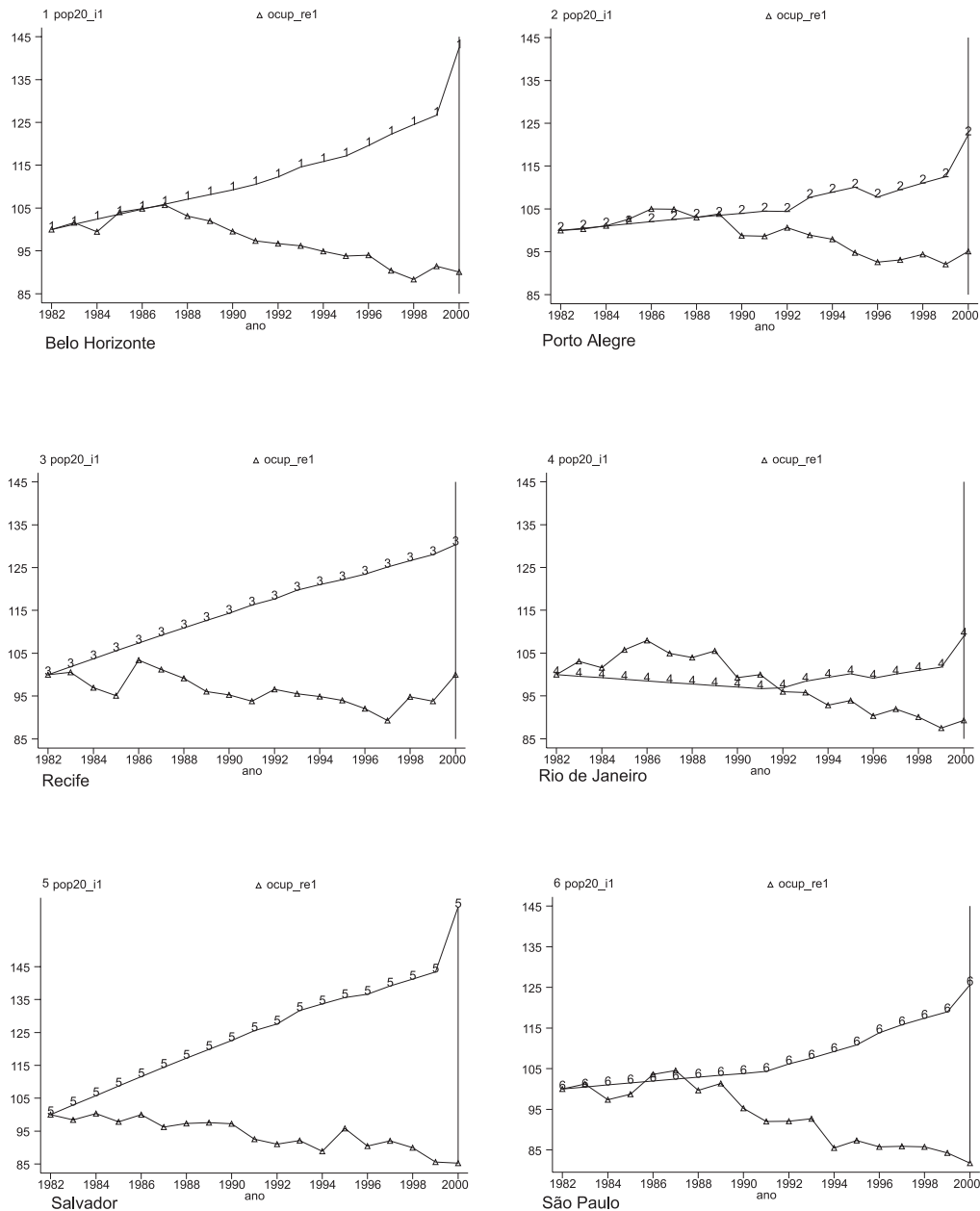
Fonte: Elaboração própria a partir de IBGE: PME, Censos Demográficos e Contagem Populacional e MS/SE/Datasus, a partir de totais populacionais fornecidos pelo IBGE, para os anos intercensitários.

FIGURA 7
Varição da população feminina e da razão entre as taxas de ocupação das jovens (15-19 anos) e das adultas (25-64 anos), por região metropolitana. 1982-2000 (1982=100)



Fonte: Elaboração própria a partir de IBGE: PME, Censos Demográficos e Contagem Populacional e MS/SE/Datasus, a partir de totais populacionais fornecidos pelo IBGE, para os anos intercensitários.

FIGURA 8
Varição da população feminina e da razão entre as taxas de ocupação das jovens (20-24 anos)
e das adultas (25-64 anos), por região metropolitana. 1982-2000 (1982=100)



Fonte: Elaboração própria a partir de IBGE: PME, Censos Demográficos e Contagem Populacional e MS/SE/Datasus, a partir de totais populacionais fornecidos pelo IBGE, para os anos intercensitários.

Até aqui, o que se tem tentado visualizar por meio das figuras apresentadas é a relação entre o aumento populacional, o desemprego, a ocupação e a inatividade. Em outras palavras, *ceteris paribus* se esperaria que o desemprego se movesse na mesma direção que o aumento populacional, e a ocupação em direção contrária. De fato, a relação esperada entre desempregados e população parece ser verdadeira para os homens entre 15-19 anos que vivem em Belo Horizonte, Porto Alegre, Salvador e mais fracamente em São Paulo. Com relação à ocupação, para as pessoas de 15-19 anos, nota-se uma PEA (ocupação) sempre decrescente no tempo, provavelmente como consequência do aumento da inatividade. Já para o grupo 20-24 anos, tanto homens quanto mulheres, a ocupação mantém-se entre estável e ligeiramente crescente, acompanhando o aumento populacional e contrariando, portanto, o comportamento que se esperava. Uma possível explicação para tal pode estar no fato de os efeitos da demanda agregada prevalecerem sobre o efeito tamanho de coorte, tal como demonstrado pelas Figuras 6 e 8.

Aspectos metodológicos para a estimação das regressões

O objetivo inicial da pesquisa é verificar se as regularidades empíricas observadas em outros estudos para o comportamento das taxas de ocupação e desemprego dos jovens entre 15 e 24 anos diante de um aumento relativo deste mesmo grupo etário se verificam no Brasil. Em outras palavras: será que no caso brasileiro há elevação das taxas de desemprego e redução das de ocupação diante do aumento populacional relativo de jovens? Para responder esta pergunta serão aplicadas algumas das idéias de Korenman e Neumark (1997), que

utilizam métodos descritivos e econômétricos para intuir como as variações no tamanho relativo de coorte afetam as taxas de desemprego e ocupação.

As informações utilizadas estão organizadas em um único banco de dados que agrega informações de tempo (1982-2000) e espaço (regiões metropolitanas). As variáveis utilizadas na modelagem econométrica foram agrupadas desta forma para permitir a correção de algumas fragilidades associadas aos métodos tradicionais de pesquisa comparativa, como, por exemplo, considerar separadamente a influência do tempo e do espaço.

A vantagem mais óbvia de se utilizar dados de painel¹⁵ é que o número de observações é tipicamente muito maior, produzindo assim estimativas mais confiáveis dos parâmetros e, sobretudo, permitindo a especificação e o teste de modelos mais sofisticados, capazes de incorporar um número maior de covariáveis e pressupostos menos restritivos. A segunda vantagem é que dados de painel aliviam o problema de multicolinearidade, já que quando as variáveis explicativas variam em duas dimensões a probabilidade de elas serem correlacionadas é menor. O terceiro benefício é que tais bases de dados tornam possível a identificação e a mensuração de efeitos que muitas vezes não são detectáveis em séries temporais ou dados transversais (*cross-section*) puros. Quando se combinam estes dois tipos de informação, é possível obter-se uma estrutura dinâmica mais geral, capaz de levar em conta tanto os efeitos de tempo quanto os de espaço (Mátyás e Sevestre, 1992, p. 22).

A princípio, a estimação dos coeficientes será feita aplicando-se a técnica de mínimos quadrados ordinários (OLS), mas também será testado um modelo de mínimos quadrados generalizados "factíveis" (FGLS)¹⁶.

¹⁵ Apesar de os dados utilizados não serem estritamente de painel, mas sim pseudo painel, eles podem ser considerados como tal, já que a unidade individual de análise são regiões metropolitanas acompanhadas ao longo do tempo e as informações sobre o mercado de trabalho possuem caráter macroespacial.

¹⁶ A estimativa de mínimos quadrados generalizados (GLS) pressupõe que a matriz de variância-covariância dos erros, Ω , é conhecida. Entretanto, como em muitos casos isso não ocorre, não se deve utilizar GLS, mas sim mínimos quadrados generalizados "factíveis" (FGLS). Tal estimativa é chamada de factível (*feasible*) porque utiliza uma estimativa da matriz de variância-covariância, evitando assim o pressuposto de Ω conhecida. Ao invés disso utiliza-se uma estimativa consistente de Ω chamada de $\hat{\Omega}$. Ver, por exemplo, Kmenta (1986, p. 615) para uma discussão mais detalhada sobre o assunto.

De acordo com Podestà (2002, p. 13), este método é superior ao OLS na medida em que o seu procedimento de estimação baseia-se em pressupostos menos restritivos com relação ao comportamento dos erros, sendo capaz de lidar com problemas relacionados à heterocedasticidade e à correlação temporal e espacial dos erros, produzindo assim estimadores não viesados, eficientes e consistentes¹⁷ desde que o modelo não possua problemas na sua especificação¹⁸.

A equação de regressão de FGLS pode ser escrita da mesma forma que a de OLS:

$$y_{it} = \beta_1 + \sum_{k=2}^K \beta_k x_{kit} + e_{it} \quad (1)$$

onde $i = 1, 2, \dots, N$ refere-se a uma unidade de análise (*cross-section*); $t = 1, 2, \dots, T$ refere-se a um período de tempo e $k = 1, 2, \dots, K$ refere-se a uma variável explicativa específica. Sendo assim, y_{it} e x_{it} referem-se, respectivamente, às variáveis dependente e independente para a unidade i no tempo t ; e_{it} é o termo aleatório e β_1 e β_k são os parâmetros do intercepto e da inclinação, respectivamente. Além disso, pode-se denotar a matriz de variância-covariância dos erros de ordem $NT \times NT$ por $\tilde{\Omega}$.

Considerando-se as complicações do erro, o método lida com os pressupostos heterocedasticidade, correlação serial e contemporânea especificando três equações:

$$E(e_{it}^2) = \sigma_{it}^2 \quad (1.1)$$

$$E(e_{it}e_{jt}) = \sigma_{ij} \quad (1.2)$$

$$e_{it} = \rho_i e_{i,t-1} + v_{it} \quad (1.3)$$

Em outras palavras, esta abordagem especifica um modelo para heterocedasticidade (equação 1.1), um para correlação contemporânea ou espacial (1.2), e um modelo para correlação serial (1.3), sendo ρ_i um coeficiente autorregressivo de primeira ordem, AR(1). Neste modelo também se permite que o valor do parâmetro ρ_i varie entre as unidades de análise, ou seja, cada região metropolitana pode possuir a sua própria estrutura de correlação dos erros (Podestà, 2002, p.14-15)¹⁹.

Especificação dos modelos

O modelo econométrico utilizado para se estudar o efeito tamanho relativo de coorte dos jovens sobre a ocupação pode ser especificado da seguinte maneira:

$$\text{Log}_{yo}_{it} = \text{Log}_{ao}_{it} \beta + \text{Log}_{RSoc}_{it} \gamma + \text{Log}_{rcs}_{it} \delta + D_{it} \lambda + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

onde i representa a região metropolitana e t representa o ano, e todas as variáveis estão logaritmizadas. Log_{yo} representa o *log* da taxa de ocupação²⁰ dos jovens entre 15 e 19 ou entre 20 e 24 anos; Log_{ao} é a taxa de ocupação dos adultos; Log_{RSoc} é a razão de sexo entre o número de ocupados e ocupadas em idade adulta (entre 25 e 64 anos); Log_{rcs} é o *log* do tamanho relativo de coorte, definido como a razão entre o número de jovens e a população adulta. D é um vetor de variáveis *dummy* inseridas para capturar os efeitos fixos provenientes das regiões metropolitanas e dos anos considerados.

¹⁷Um estimador é não viesado quando possui distribuição amostral com média igual ao parâmetro que será estimado. É eficiente quando possui a menor dispersão possível, e é consistente se a sua distribuição tende a concentrar-se sobre o verdadeiro valor do parâmetro na medida em que o tamanho da amostra tende ao infinito (Kmenta, 1986, p. 12-13).

¹⁸Podestà (2002, p. 16) afirma que o método FGLS não é apropriado nos casos em que há mais unidades de análise (*cross-sections*) do que pontos no tempo. Entretanto, este não é o caso, já que a base de dados utilizada considera 19 períodos (1982-2000) e 6 regiões.

¹⁹Para se encontrar estimadores consistentes de ρ e σ^2 (elementos da matriz de variância-covariância dos erros) inicialmente estima-se a equação (1) por OLS. Os resíduos desta estimação são usados para se estimar a correção serial unidade-específica dos erros, que são então utilizadas para tornar o modelo com erros serialmente independentes. Em seguida os resíduos desta estimativa são utilizados para estimar a correlação contemporânea dos erros e os dados são então mais uma vez transformados para permitir estimativas via OLS com erros sem complicações. Finalmente, uma vez obtidos estimadores consistentes de ρ e σ^2 , obtêm-se estimadores consistentes dos elementos de Ω . Sendo assim, substituindo-se $\tilde{\Omega}$ por Ω é possível obter estimadores dos coeficientes e seus respectivos desvios padrão (Kmenta, 1986, p. 620).

²⁰Aqui a taxa de ocupação, assim como a de desemprego, é definida sobre a população e não sobre a PEA. Por exemplo: (ocupados entre 15-19 anos) / (população masculina entre 15-19 anos).

De forma semelhante, a equação para se estudar a variação das taxas de desemprego é:

$$\text{Log_ydes}_{it} = \text{Log_ades}_{it} \beta_2 + \text{Log_RSdes}_{it} \gamma_2 + \text{Log_rcs}_{it} \delta_2 + D_{it} \lambda_2 + e_{it} \quad (3)$$

Esta equação só difere da anterior pelo fato de considerar a taxa de desemprego dos jovens (*Log_ydes*) como variável resposta, e a taxa de desemprego adulto (*Log_ades*) e a razão de sexo entre desempregados (*Log_RSdes*) como variáveis explicativas.

Nas equações (2) e (3), as variáveis *Log_ao* e *Log_ades* possuem a função de captar as influências da demanda agregada sobre a ocupação e o desemprego dos jovens, respectivamente. Através da inserção de tais variáveis espera-se estar controlando parte dos efeitos advindos de flutuações econômicas que atingem tanto o mercado de trabalho dos jovens quanto o dos adultos. Espera-se que tanto β quanto β_2 apresentem sinais positivos. *Log_RSoc* e *Log_RSdes* pretendem captar a presença de um possível efeito substituição entre homens e mulheres. Espera-se que o aumento da ocupação feminina relativamente à masculina contribua para a redução das taxas de ocupação dos homens. Portanto, se nas equações masculinas o sinal das variáveis *Log_RSoc* e *Log_RSdes* for positivo, a hipótese de substituição de mão-de-obra entre homens e mulheres será corroborada²¹. Finalmente, a principal variável do modelo, tamanho relativo de

coorte (*Log_rcs*), foi inserida para se captar a influência da oferta de mão-de-obra no mercado de trabalho dos jovens, e espera-se que o seu sinal seja negativo na equação de ocupação e positivo na equação de desemprego.

Vale lembrar que, apesar de o estudo de Korenman e Neumark (1997) não considerar os grupos etários 15-19 e 20-24 anos separadamente, acredito que esta separação seja necessária, já que estes dois grupos apresentam características diferenciadas (principalmente no que se refere a educação e experiência), o que influencia o *timing* de sua inserção no mercado de trabalho e gera impactos distintos nas taxas de desemprego e ocupação. Além disso, é importante ressaltar que os mercados de trabalho são diferenciados entre homens e mulheres. Por isso, também é relevante que a análise seja feita separando-se os indicadores do mercado de trabalho entre masculinos e femininos.

Resultados das regressões²²

A Tabela 1 apresenta as estimativas dos efeitos de tamanho relativo de coorte sobre as taxas de ocupação de homens e mulheres entre 15-19 e 20-24 anos. As estimativas fornecidas pelo método de mínimos quadrados ordinários apresentaram o sinal esperado e foram estatisticamente significativas. Em todos os grupos

TABELA 1
Estimativas de mínimos quadrados ordinários (OLS) para a taxa de ocupação dos jovens utilizando-se os dados metropolitanos agrupados

	Homens 15-19		Homens 20-24		Mulheres 15-19		Mulheres 20-24	
	OLS		OLS		OLS		OLS	
log_yo	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
log_ao	4,37**	0,49	1,83**	0,13	4,44**	0,29	2,46**	0,13
log_RSoc	0,43**	0,07	0,08**	0,02	2,09**	0,11	0,89**	0,05
log_rcs	-0,23**	0,08	-0,14**	0,02	-0,11	0,08	-0,28**	0,04
_cons	-6,65**	0,94	-1,49**	0,24	-6,81**	0,55	-2,46**	0,24
Adj R2 =	0,6839		0,7821		0,7818		0,7926	

Fonte: PME/IBGE.

Notas: N=114. **denota significância ao nível de cinco por cento e todas as variáveis estão expressas em log.

²¹ Vale lembrar que para se obter o sinal esperado é necessário que o mercado de trabalho adulto se comporte da mesma maneira que o dos jovens no que se refere à substituição sexual de mão-de-obra.

²² Os coeficientes encontrados e todos os testes de ajuste realizados encontram-se nos Quadros 1, 2, 3 e 4, em anexo.

etários considerados, tanto o de homens quanto o de mulheres, maiores tamanhos relativos de coortes estão associados com menores taxas de ocupação entre os jovens.

No caso das taxas de desemprego, a Tabela 2 mostra que o sinal positivo esperado para o coeficiente de tamanho relativo de coorte só é observado entre as pessoas de 20-24 anos (sendo estatisticamente não significativo entre as mulheres). No caso das pessoas de 15-19 anos, o tamanho relativo da coorte está negativamente associado com as taxas de

desemprego destes mesmos jovens, mitigando, portanto, a hipótese de efeito tamanho de coorte.

Na Tabela 3 foram considerados os efeitos fixos provenientes de cada região metropolitana. A inserção de *dummies* para controlar a influência de fatores regionais específicos é plausível na medida em que cada região possui particularidades específicas e dinâmicas distintas em seus mercados de trabalho. Apesar de o fenômeno das descontinuidades demográficas ocorrer no Brasil de maneira generalizada, é razoável supor que as regiões metropo-

TABELA 2
Estimativas de mínimos quadrados ordinários (OLS) para a taxa de desemprego dos jovens utilizando-se os dados metropolitanos agrupados

	Homens 15-19			Homens 20-24			Mulheres 15-19			Mulheres 20-24		
	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	
log_ydes	Coef.	Std. Err.	P> z	Coef.	Std. Err.	P> z	Coef.	Std. Err.	P> z	Coef.	Std. Err.	P> z
log_ades	0,37	0,11	0,00	0,60	0,03	0,00	0,41	0,11	0,00	0,66	0,03	0,00
log_RSdes	0,26	0,21	0,21	-0,05	0,06	0,42	0,38	0,23	0,10	-0,08	0,07	0,23
log_rcs	-1,49	0,52	0,01	0,53	0,16	0,00	-2,25	0,48	0,00	0,06	0,15	0,69
_cons	3,13	0,68	0,00	0,66	0,20	0,00	4,02	0,61	0,00	1,30	0,18	0,00
Adj R2 =	0,0973			0,7968			0,1639			0,8295		

Fonte: PME/IBGE.

Nota: N=114.

TABELA 3
Estimativas de mínimos quadrados ordinários (OLS) para as taxas de ocupação e desemprego dos jovens utilizando-se os dados metropolitanos agrupados e controlando-se pelo efeito fixo de cada região

	Homens 15-19			Homens 20-24			Mulheres 15-19			Mulheres 20-24		
	OLS efeito fixo de região	OLS efeito fixo de região	OLS efeito fixo de região	OLS efeito fixo de região	OLS efeito fixo de região	OLS efeito fixo de região	OLS efeito fixo de região	OLS efeito fixo de região	OLS efeito fixo de região	OLS efeito fixo de região	OLS efeito fixo de região	
log_yo	Coef.	Std. Err.	P> z	Coef.	Std. Err.	P> z	Coef.	Std. Err.	P> z	Coef.	Std. Err.	P> z
log_ao	4,05	0,28	0,00	1,85	0,08	0,00	2,70	0,36	0,00	1,14	0,12	0,00
log_RSoc	0,53	0,05	0,00	0,01	0,02	0,67	1,62	0,11	0,00	0,29	0,04	0,00
log_rcs	0,11	0,09	0,22	0,07	0,02	0,01	0,23	0,12	0,06	0,08	0,04	0,05
_cons	-6,55	0,55	0,00	-1,76	0,15	0,00	-4,09	0,66	0,00	-0,38	0,22	0,08
Adj R2 =	0,9418			0,9559			0,9286			0,9651		
	Homens 15-19			Homens 20-24			Mulheres 15-19			Mulheres 20-24		
	OLS efeito fixo de região	OLS efeito fixo de região	OLS efeito fixo de região	OLS efeito fixo de região	OLS efeito fixo de região	OLS efeito fixo de região	OLS efeito fixo de região	OLS efeito fixo de região	OLS efeito fixo de região	OLS efeito fixo de região	OLS efeito fixo de região	
log_ydes	Coef.	Std. Err.	P> z	Coef.	Std. Err.	P> z	Coef.	Std. Err.	P> z	Coef.	Std. Err.	P> z
log_ades	0,31	0,06	0,00	0,71	0,03	0,00	0,51	0,05	0,00	0,79	0,03	0,00
log_RSdes	0,37	0,13	0,01	-0,07	0,05	0,18	0,25	0,11	0,03	-0,04	0,07	0,57
log_rcs	6,19	0,67	0,00	1,95	0,20	0,00	4,36	0,44	0,00	1,11	0,19	0,00
_cons	-6,75	0,91	0,00	-1,28	0,28	0,00	-4,19	0,58	0,00	-0,11	0,25	0,66
Adj R2 =	0,7584			0,8855			0,8594			0,8897		

Fonte: PME/IBGE.

Notas: N=114. Omitiu-se a Região Metropolitana de São Paulo para o cálculo das estimativas.

litanas apresentem algumas diferenças, principalmente as regiões metropolitanas do Sul, do Sudeste e do Nordeste.

Em comparação com as estimativas encontradas nas Tabelas 1 e 2, as estimativas de efeito fixo regional (Tabela 3) melhoraram significativamente, tal como pode ser observado através do aumento do coeficiente de correlação ajustado (Adj. R2) e da redução do desvio-padrão da maioria dos coeficientes. Entretanto, sobre as taxas de ocupação o efeito tamanho relativo de coorte passou a ser positivo, e sobre as taxas de desemprego o efeito aumentou muito e passou a positivo em todos os grupos etários considerados (sendo estatisticamente significativo)²³.

Na Tabela 4 os coeficientes foram calculados adicionando-se efeitos fixos de período e mantendo-se o controle através das *dummies* regionais. As variáveis dicotômicas de período foram incluídas para se captar a tendência das taxas de ocupação e desemprego dos jovens. Na equação de ocupação, apesar de a maioria dos coeficientes ser não significativa estatisticamente, a variável *log_rcs* apresentou o sinal negativo esperado, exceto para os homens entre 20 e 24 anos. No caso do desemprego, observou-se o mesmo comportamento da variável *log_rcs*, ou seja, coeficientes não significativos mas com sinal positivo esperado, exceto para os homens entre 20 e 24 anos.

TABELA 4
Estimativas de mínimos quadrados ordinários (OLS) para as taxas de ocupação e desemprego dos jovens utilizando-se os dados metropolitanos agrupados e controlando-se pelo efeito fixo de região e período

	Homens 15-19 OLS efeito fixo de região e período			Homens 20-24 OLS efeito fixo de região e período			Mulheres 15-19 OLS efeito fixo de região e período			Mulheres 20-24 OLS efeito fixo de região e período		
log_yo	Coef.	Std. Err.	P> z	Coef.	Std. Err.	P> z	Coef.	Std. Err.	P> z	Coef.	Std. Err.	P> z
log_ao	1,52	0,38	0,00	1,80	0,15	0,00	0,97	0,43	0,03	1,07	0,17	0,00
log_RSoc	-0,02	0,07	0,79	0,00	0,02	0,95	0,30	0,19	0,11	0,23	0,07	0,00
log_rcs	-0,14	0,10	0,16	0,13	0,05	0,01	-0,29	0,16	0,08	-0,08	0,07	0,28
_cons	-1,16	0,75	0,13	-1,75	0,33	0,00	0,02	0,80	0,98	-0,05	0,35	0,88
	Adj R2 = 0.9720			Adj R2 = 0.9677			Adj R2 = 0.9626			Adj R2 = 0.9768		
	Homens 15-19 OLS efeito fixo de região e período			Homens 20-24 OLS efeito fixo de região e período			Mulheres 15-19 OLS efeito fixo de região e período			Mulheres 20-24 OLS efeito fixo de região e período		
log_ydes	Coef.	Std. Err.	P> z	Coef.	Std. Err.	P> z	Coef.	Std. Err.	P> z	Coef.	Std. Err.	P> z
log_ades	0,94	0,09	0,00	0,93	0,07	0,00	0,76	0,12	0,00	0,89	0,08	0,00
log_RSdes	-0,64	0,11	0,00	-0,34	0,07	0,00	0,05	0,13	0,73	-0,07	0,10	0,48
log_rcs	0,34	0,56	0,55	-0,66	0,55	0,23	0,32	0,85	0,71	0,51	0,65	0,43
_cons	0,33	0,71	0,64	1,81	0,66	0,01	0,78	0,03	0,45	0,59	0,75	0,43
	Adj R2 = 0.9317			Adj R2 = 0.9202			Adj R2 = 0.9093			Adj R2 = 0.9047		

Fonte: PME/IBGE.

Notas: N=114. Omitiu-se a Região Metropolitana de São Paulo e o ano 2000 para o cálculo dos coeficientes.

²³ O modelo de efeitos aleatórios também foi testado com esta mesma especificação, mas o teste de Hausman indicou que não existe diferença significativa entre os coeficientes. Por isso manteve a especificação de efeitos fixos.

TABELA 5

Estimativas de mínimos quadrados generalizados "factíveis" (FGLS) para as taxas de ocupação e desemprego dos jovens utilizando-se os dados metropolitanos agrupados e controlando-se pelo efeito fixo de região e período

	Homens 15-19 FGLS c/ correlação espacial e serial dos erros			Homens 20-24 FGLS c/ correlação espacial e serial dos erros			Mulheres 15-19 FGLS c/ correlação espacial e serial dos erros			Mulheres 20-24 FGLS c/ correlação espacial e serial dos erros		
log_yo	Coef.	Std. Err.	P> z	Coef.	Std. Err.	P> z	Coef.	Std. Err.	P> z	Coef.	Std. Err.	P> z
log_ao	1,86	0,40	0,00	1,83	0,13	0,00	0,78	0,38	0,04	1,01	0,12	0,00
log_RSoc	-0,08	0,06	0,16	-0,03	0,03	0,29	0,25	0,15	0,10	0,19	0,04	0,00
log_rcs	-0,26	0,10	0,01	0,10	0,04	0,02	-0,05	0,14	0,71	-0,10	0,05	0,06
_cons	-1,63	0,81	0,04	-1,74	0,28	0,00	0,06	0,73	0,94	0,10	0,24	0,67
	Homens 15-19 FGLS c/ correlação espacial e serial dos erros			Homens 20-24 FGLS c/ correlação espacial e serial dos erros			Mulheres 15-19 FGLS c/ correlação espacial e serial dos erros			Mulheres 20-24 FGLS c/ correlação espacial e serial dos erros		
log_ydes	Coef.	Std. Err.	P> z	Coef.	Std. Err.	P> z	Coef.	Std. Err.	P> z	Coef.	Std. Err.	P> z
log_ades	0,99	0,07	0,00	0,86	0,05	0,00	0,75	0,09	0,00	0,73	0,06	0,00
log_RSdes	-0,70	0,08	0,00	-0,28	0,06	0,00	0,02	0,10	0,83	-0,12	0,07	0,07
log_rcs	-0,13	0,45	0,78	-1,02	0,38	0,01	0,32	0,59	0,59	0,38	0,48	0,43
_cons	0,89	0,57	0,12	2,36	0,49	0,00	0,77	0,71	0,28	0,92	0,56	0,10

Fonte: PME/IBGE.

Notas: N=114. Omitiu-se a Região Metropolitana de São Paulo e o ano 2000 para o cálculo dos coeficientes.

Por fim, tendo em vista a falta de significância dos coeficientes apresentados na Tabela 4, um último modelo foi especificado levando-se em conta a presença de heterocedasticidade, correlação espacial²⁴ e serial-específica²⁵ dos resíduos. Apesar de o teste de especificação de Hausman apontar que não existem diferenças significativas entre os dois modelos, optei por manter os coeficientes obtidos por FGLS, já que este método corrige a presença de complicações no erro e fornece coeficientes com desvios-padrão menores.

A Tabela 5 mostra que as taxas de ocupação dos jovens (*log_yo*), tal como esperado, variam em sentido inverso ao do aumento no tamanho relativo dos grupos

etários considerados. A elasticidade mais alta é observada para os homens entre 15 e 19 anos, entre os quais um aumento de 10% no tamanho relativo do grupo etário relaciona-se com uma redução de 26% (-0,26) na taxa de ocupação destes mesmos jovens. No caso dos homens entre 20 e 24 anos, o sinal da variável *log_rcs* não era esperado (0,10), podendo estar associado com o aumento da participação na PEA (ocupação) que ocorre neste grupo etário²⁶. Coincidentemente, no caso da ocupação feminina, pode ser que a elasticidade negativa (-0,10) das mulheres entre 20 e 24 anos seja reforçada pelo período de intermitência feminina no mercado de trabalho, decorrente do casamento e da maternidade.

²⁴ Para testar a presença de correlação espacial dos resíduos utilizou-se a estatística de Breusch-Pagan, sugerida por Greene (1997, p. 660). Ao nível de 5% de confiança, a hipótese nula de independência espacial dos resíduos foi rejeitada em todos os modelos. O software utilizado (STATA 7.0®) corrige automaticamente a presença de heterocedasticidade ao se especificar a presença de correlação espacial dos resíduos.

²⁵ Optou-se pela especificação de um modelo com correlação serial específica (PSAR1) porque as correlações dos resíduos (*rho*) encontradas em cada uma das regiões foram muito distintas.

²⁶ Em outras palavras, apesar de o numerador da razão (pop. 20-24/ pop. 25-64) estar aumentando, pode ser que o aumento de jovens ocupados seja proporcionalmente maior que o da população, fazendo com que a razão (ocup. 20-24/pop. 20-24) também aumente, justificando assim a elasticidade positiva dos homens.

Apesar de a maioria dos coeficientes encontrados ser não significativa, analisando-se as equações de taxa de desemprego (\log_ydes) é possível observar efeitos positivos para as mulheres e negativos para os homens no que se refere ao aumento relativo do grupo etário de jovens. Tal fenômeno pode estar sugerindo que o efeito tamanho relativo de coorte sobre o desemprego masculino é menos severo que sobre o feminino. Portanto, tal como os resultados encontrados por Korenman e Neumark (1997), as especificações aqui utilizadas também verificaram que apenas a taxa de desemprego das mulheres jovens declinou diante de maiores tamanhos relativos de coorte.

As variáveis \log_RSoc e \log_RSdes não apresentaram o sinal desejado ou foram não significativas na maioria das especificações, refletindo, portanto, a ausência de um efeito substituição entre homens e mulheres no mercado de trabalho. Além disso, uma hipótese alternativa é que o aumento do desemprego e da ocupação feminina, relativamente à masculina, ocorrido na população adulta não sirva de referência para o estudo da substituição de mão-de-obra no mercado de trabalho dos jovens, entre os quais a dinâmica de entrada relativa de ambos os sexos é bastante distinta²⁷.

Já os efeitos da demanda agregada, refletidos nas taxas de ocupação e desemprego dos adultos (\log_ao e \log_ades), foram significativos em todas as especi-

ficações e apresentaram efeitos mais fortes nos casos masculinos.

Como o método FGLS parece ser o mais confiável, os estimadores encontrados na Tabela 5 foram utilizados para calcular a taxa de ocupação estimada dos jovens levando em conta as *dummies* de período (Figura 9) e de região (Figura 10). Através desta estimação é possível perceber a força relativa da ocupação adulta e do tamanho relativo de coorte sobre a taxa de ocupação dos jovens²⁸.

De maneira geral, considerando-se o grupo de homens e de mulheres, percebe-se que as diferenças ao longo do tempo e entre as seis regiões metropolitanas foram ínfimas. Entretanto, quando se comparam estes dois grupos (Figura 9) utilizando apenas o controle fixo de período, observa-se que a taxa de ocupação dos homens é negativa e a das mulheres é positiva, fato que pode estar refletindo a tendência de aumento da participação feminina e redução da masculina no mercado de trabalho. Entretanto, quando a taxa de ocupação adulta é incluída, o padrão muda bruscamente. Em ambos os sexos, o efeito demanda agregada do mercado de trabalho tende a aumentar a taxa de ocupação dos jovens, compensando a tendência negativa observada nos casos masculinos. Finalmente, quando se insere o tamanho relativo de coorte se percebe uma ligeira redução da ocupação dos jovens, exceto para os homens entre 20 e 24 anos. O controle feito por regiões metropolitanas apresentado na Figura 10 conduziu a resultados semelhantes.

²⁷ De fato, a razão (homens 15-19)/(mulheres 15-19) é crescente e maior que 1, ao contrário do que ocorre com a população adulta, na qual esta razão é decrescente e também maior que 1 devido ao aumento da participação feminina no mercado de trabalho.

²⁸ Todas as especificações utilizadas na estimação incluíram *dummies* de ano e região, e o valor de \log_yo estimado foi calculado utilizando-se a média geral das covariáveis.

FIGURA 9

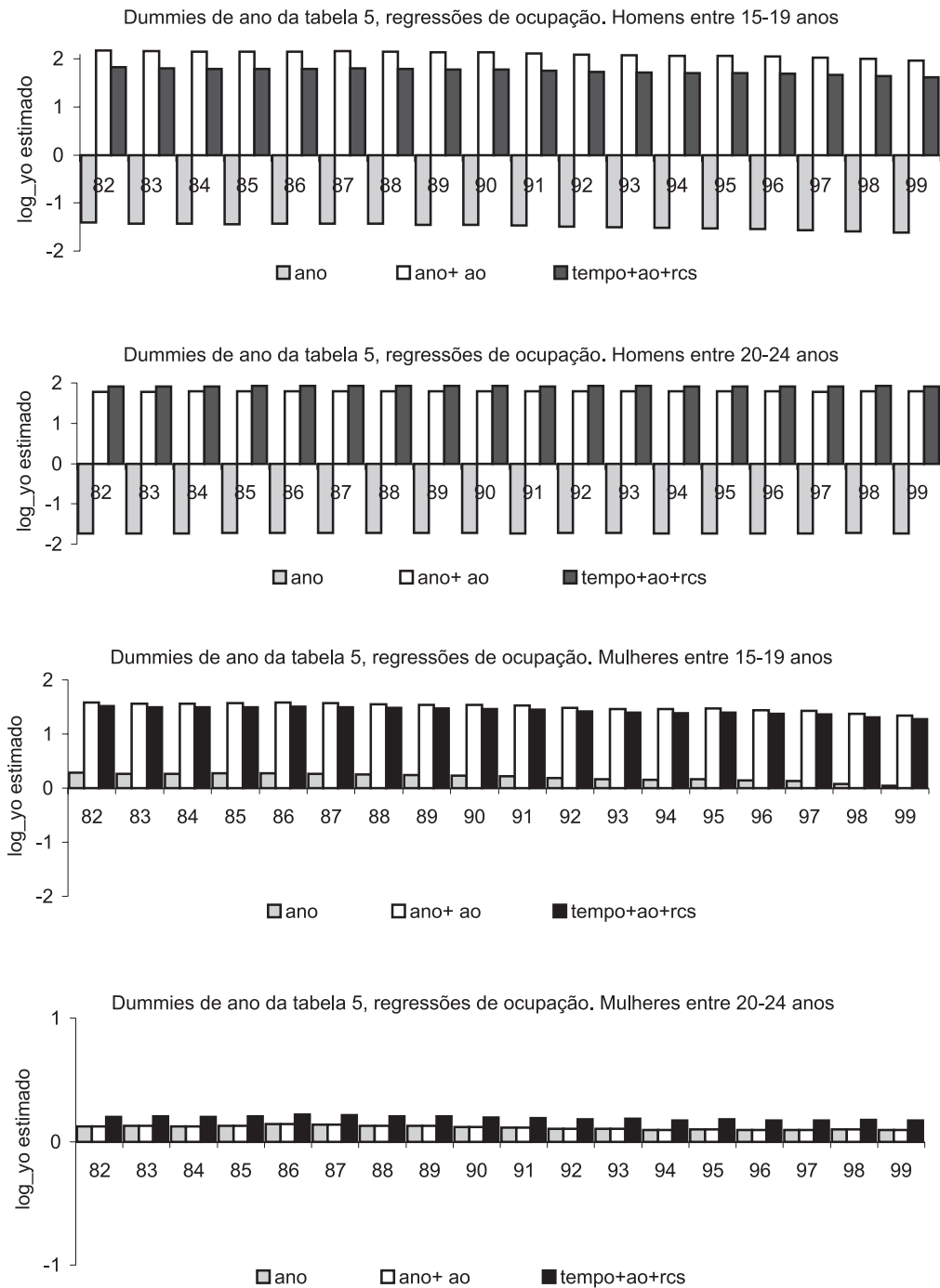
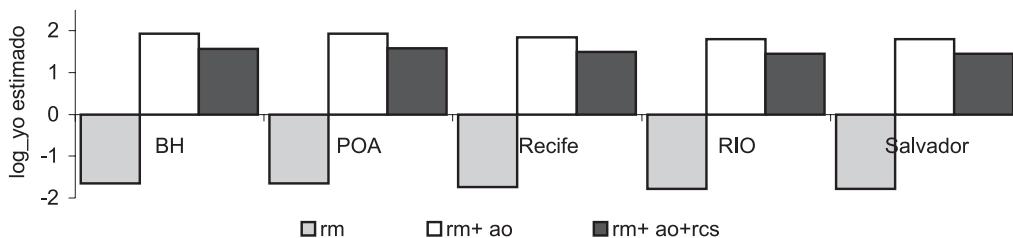
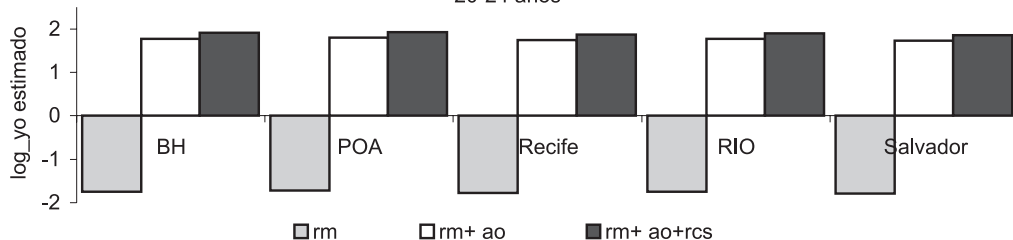


FIGURA 10

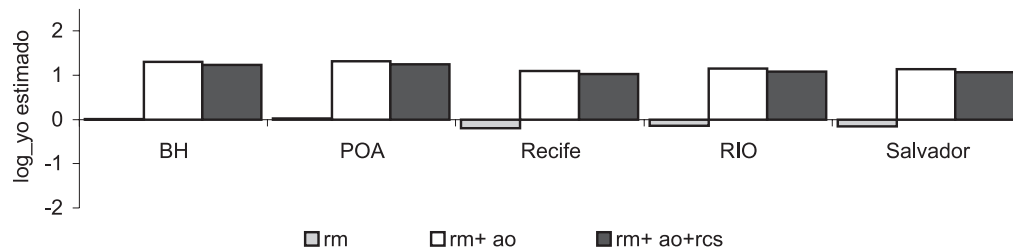
Dummies de região metropolitana da tabela 5, taxa de ocupação estimada. Homens entre 15-19 anos



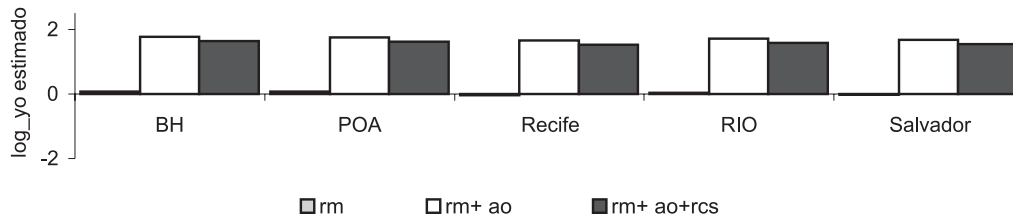
Dummies de região metropolitana da tabela 5, taxa de ocupação estimada. Homens entre 20-24 anos



Dummies de região metropolitana da tabela 5, taxa de ocupação estimada. Mulheres entre 15-19 anos



Dummies de região metropolitana da tabela 5, taxa de ocupação estimada. Mulheres entre 20-24 anos



Conclusão

Este artigo teve a intenção de mostrar a importância das descontinuidades demográficas, não só para a provisão de políticas públicas, mas também para o entendimento das possíveis conseqüências que um contingente demográfico inercial possa vir a ocasionar sobre o mercado de trabalho.

Além de definir o que são descontinuidades demográficas o presente trabalho também chamou a atenção para a ocorrência deste fenômeno no Brasil. Da ótica puramente demográfica, pode-se considerar os anos 90 como potencialmente problemáticos, tanto para a acomodação da força de trabalho global, como para a população jovem especificamente. Terão estes jovens mais dificuldades na vida, tanto sociais quanto econômicas, do que as gerações que os antecederam e as que os sucederão? Se sim, sob a ótica macro, quais serão os desafios enfrentados por eles?

Algumas destas respostas foram sinalizadas na seção "Conseqüências das descontinuidades demográficas sobre o mercado de trabalho", que procurou lançar um pouco de luz sobre algumas questões relacionadas ao bem-estar do jovem no Brasil. Em particular, a influência da onda jovem sobre o mercado de trabalho parece representar uma problemática séria e urgente, merecedora de atenção imediata não só por parte do governo, mas também por parte dos pesquisadores.

Neste artigo foram apresentadas algumas evidências da relação entre o desemprego, a ocupação, a inatividade e o tamanho da população masculina e feminina entre 15-19 e 20-24 anos, utilizando os dados do Censo Demográfico e da PME/IBGE referentes a seis regiões metropolitanas de 1982 a 2000. A análise realizada mostrou que as regiões metropolitanas consideradas possuem mercados de trabalho com características e comportamentos peculiares. Além disso, verificou-se que estas características também variam dependendo do sexo e do grupo etário considerado. Em algumas regiões, a relação

positiva entre aumento populacional e desemprego é mais clara para o grupo de homens de 15-19 anos do que em outras. Além disso, em algumas regiões metropolitanas a inatividade também parece variar com o aumento do desemprego. Entre a população masculina de Belo Horizonte e São Paulo, por exemplo, o aumento populacional parece exercer dois efeitos: um sobre a ampliação do número de desempregados e outro sobre a elevação da parcela dos inativos. Por outro lado, a relação negativa esperada entre ocupados (*vis-à-vis* PEA) e aumentos populacionais verifica-se apenas para as pessoas entre 15-19 anos, entre as quais se verifica uma tendência decrescente da ocupação desde 1982. Já para o grupo 20-24 anos, a relação entre PEA e população parece ser positiva, contrariando, portanto, o comportamento esperado. Entretanto, pode ser que fatores da demanda agregada tenham maior influência sobre a ocupação do que o aumento da oferta de mão-de-obra, fazendo com que a relação entre aumento populacional e ocupação seja positiva.

De fato, as estimativas fornecidas pelo modelo de regressão preferido (FGLS) mostraram que o efeito de melhorias no mercado de trabalho do lado da demanda tende a prevalecer sobre o impacto causado pelo aumento da oferta de mão-de-obra. Sendo assim, o aperfeiçoamento do mercado de trabalho agregado e o restabelecimento do crescimento econômico ainda constituem a melhor forma de se combater o aumento do desemprego.

Não obstante, o aumento do tamanho relativo do grupo etário de jovens também tende a exercer efeitos negativos sobre a ocupação das mulheres e dos homens entre 15 e 19 anos, sendo este efeito mais forte para este último grupo (elasticidade da ordem de -0,3). Por outro lado, entre os jovens do grupo etário 20-24 anos a relação entre ocupação e aumento populacional é positiva, contrariando o comportamento esperado e confirmando o resultado antecipado pela análise descritiva.

A taxa de desemprego e o tamanho relativo de coorte dos jovens apresentaram relação positiva entre as mulheres e negativa

entre os homens, mas o coeficiente só foi significativo estatisticamente para os homens entre 20 e 24 anos, para os quais a elasticidade “desemprego-população” é bastante alta (-1,02).

Finalmente, é importante lembrar que estudos mais rigorosos são necessários para se testar especificações econométricas alternativas e para se estabelecer melhor a relação existente entre as descontinuidades demográficas e o aumento da inatividade. Neste sentido, uma boa opção consistiria em estabelecer o vínculo latente entre desemprego e inatividade. Ainda não se conhece ao certo a maneira pela qual se dá a transição de um estado para o outro, nem a sua relação com o aumento do contingente populacional.

Uma série de perguntas relacionadas com os efeitos provocados pelas descontinuidades demográficas ainda permanece sem resposta no Brasil, principalmente aquelas que se referem às mudanças na estrutura salarial. Pode-se perguntar, por exemplo, se as alterações na estrutura

salarial, decorrentes das mudanças na estrutura etária relativa, permanecerão no futuro. Ou ainda: O perfil idade-renda dos jovens irá alterar-se em favor das coortes subsequentes ao final da onda jovem que permeou a segunda metade da década de 90 no Brasil? As descontinuidades demográficas produzem desigualdades salariais significativas? Quão importante é o efeito do tamanho das coortes na determinação dos ganhos relativos por idade? Como se relacionam o desemprego e a escolaridade dos jovens?

Além destas, várias outras perguntas ainda permanecem sem resposta, clamando por evidências empíricas capazes de fundamentar com maior rigor científico a importância das descontinuidades demográficas. Neste sentido, ainda há espaço de sobra para se pesquisar os efeitos destes fenômenos no Brasil. Espero que este trabalho sirva como um incentivo para se pesquisar o efeito das ondas jovens sobre a sociedade brasileira, e que, além de tudo, sirva como uma motivação para se pensar em políticas públicas que sejam apropriadas às circunstâncias.

Referências bibliográficas

BERCOVICH, A. e MADEIRA, F. Descontinuidades demográficas no Brasil e no Estado de São Paulo. In: VII ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, Caxambu, MG. *Anais...* ABEP, v. 2, 1990, p. 595-632.

BERCOVICH, A., MADEIRA, F. e TORRES, A.G. Descontinuidades demográficas. In: Secretaria de Economia e Planejamento. Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados (Seade). **20 anos no ano 2000: estudos sociodemográficos sobre a juventude paulista**. São Paulo: F. Seade, 1998a. p. 2-12.

BERCOVICH, A., DELLASOPPA, E. e ARRIAGA, E. “J’adjunte, mais je ne corrige pas”: jovens, violência e demografia no Brasil. Algumas reflexões a partir de indicadores de violência. In: CNPD. **Jovens acontecendo na trilha das políticas públicas**. Brasília: CNPD, v. 1, 1998b.

GOBATO, G. F. e SANTOS, H. A. **Metodologias de apuração das taxas de desemprego no Brasil**: IBGE e Fundação SEADE. [online] 2002. Disponível em: <<http://www.fea.usp.br/publicacoes/controversa/0018-5.html>>. Acesso em: 15 out. 2002.

GREENE, William H. **Econometric analysis**. 3rd ed. Upper Saddle River, New Jersey: Prentice Hall, 1997.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Mensal de Emprego**. Disponível em CD-Rom, 1982-2000.

KMENTA, J. **Elements of econometrics**. 2nd ed. Nova York/Londres: Macmillan/Collier Macmillan, 1986.

KORENMAN, Sanders e NEUMARK, David. Cohort crowding and youth labor markets: a cross-national analysis. **NBER Working Paper # 6031**, 1997.

LAM, David e MARTELETO, Letícia. A dinâmica da escolaridade das crianças brasileiras durante a transição demográfica: aumento no tamanho da coorte *versus* diminuição no tamanho da família. In: XIII ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, Ouro Preto, MG, 4-8 de novembro de 2002. **Anais...** Disponível em CD-Rom. 2002

MADEIRA, F.R. Recado dos jovens: mais qualificação. In: CNPD. **Jovens acontecendo na trilha das políticas públicas**. Brasília: CNPD, v. 2, 1998.

MADEIRA, F. R. e BERCOVICH, A.M. A "onda jovem" e o seu impacto na população economicamente ativa de São Paulo. **Planejamento e Políticas Públicas**, Brasília, IPEA, v. 1, n. 8, 1992, p. 1-28.

MÁTYÁS, László e SEVESTRE, Patrick (orgs.). **The econometrics of panel data: handbook of theory and applications**. Netherlands: Kluwer Academic Publishers, 1992.

OLIVEIRA, Ana Maria H.C. **Relatório metodológico**: microdados da Pesquisa Mensal de Emprego. Belo Horizonte: Cedeplar/UFMG, mimeo, 1999.

POCHMANN, Márcio. Emprego e desemprego dos jovens no Brasil dos anos 90. In: XI ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, Caxambu, MG. **Anais...** ABEP, 1998, p. 2.547-2.563.

_____. Emprego e desemprego juvenil no Brasil: as transformações nos anos 90. In: HORTA, C. R. e CARVALHO, R. A. A. (orgs.). **Globalização, trabalho e desemprego**: um enfoque internacional. Belo Horizonte: C/Arte, 2001.

PODESTÀ, Federico. **Recent developments in quantitative comparative methodology**: the case of pooled time series cross-section analysis. Disponível na internet: <<http://fausto.eco.unibs.it/~segdss/paper/pode202.pdf>>. Acesso em: 10 out. 2002.

Anexos

QUADRO 1
Estimativas dos modelos de regressão ajustados para a taxa de ocupação dos jovens entre 15 e 19 e entre 20 e 24 anos do sexo masculino

	Homens 15-19				Homens 20-24			
	OLS	OLS completo	FGLS c/ correlação espacial e serial dos erros	OLS efeito fixo de região	OLS	OLS completo	FGLS c/ correlação espacial e serial dos erros	OLS completo
	Coef. Std. Err. P> z	Coef. Std. Err. P> z	Coef. Std. Err. P> z	Coef. Std. Err. P> z	Coef. Std. Err. P> z	Coef. Std. Err. P> z	Coef. Std. Err. P> z	Coef. Std. Err. P> z
log_yo	4,37 0,49 0,00	1,52 0,38 0,00	1,86 0,40 0,00	1,85 0,08 0,00	1,83 0,13 0,00	1,80 0,15 0,00	1,83 0,13 0,00	1,80 0,15 0,00
log_ao	0,43 0,07 0,00	-0,02 0,07 0,79	-0,08 0,06 0,16	0,01 0,02 0,87	0,08 0,02 0,00	0,00 0,02 0,95	-0,03 0,03 0,29	0,00 0,02 0,95
log_RSoc	-0,23 0,08 0,00	0,11 0,09 0,22	-0,14 0,10 0,16	0,07 0,02 0,01	-0,14 0,02 0,00	0,13 0,05 0,01	0,10 0,04 0,02	0,13 0,05 0,01
log_rcs	-6,66 0,94 0,00	-1,16 0,75 0,13	-1,63 0,81 0,04	-1,76 0,15 0,00	-1,49 0,24 0,00	-1,75 0,33 0,00	-1,74 0,28 0,00	-1,75 0,33 0,00
_cons		-0,02 0,01 0,03	0,23 0,02 0,00			0,00 0,00 0,29	0,00 0,01 0,81	0,00 0,00 0,29
1982		-0,02 0,01 0,02	0,21 0,02 0,00			0,02 0,01 0,00	0,00 0,01 0,73	0,02 0,01 0,00
1983		-0,12 0,02 0,00	0,20 0,02 0,00			-0,04 0,00 0,00	0,01 0,01 0,49	-0,04 0,00 0,00
1984		-0,15 0,01 0,00	0,19 0,02 0,00			-0,01 0,00 0,09	0,01 0,01 0,29	-0,01 0,00 0,09
1985		-0,15 0,02 0,00	0,20 0,02 0,00			-0,06 0,01 0,00	0,01 0,01 0,15	-0,06 0,01 0,00
1986		0,22 0,03 0,00	0,20 0,02 0,00			-0,01 0,01 0,46	0,01 0,01 0,12	-0,01 0,01 0,46
1987		0,20 0,02 0,00	0,20 0,02 0,00			0,00 0,01 0,74	0,01 0,01 0,05	0,00 0,01 0,74
1988		0,19 0,02 0,00	0,18 0,02 0,00			0,00 0,01 0,97	0,02 0,01 0,01	0,00 0,01 0,97
1989		0,19 0,02 0,00	0,18 0,02 0,00			0,00 0,01 0,69	0,01 0,01 0,04	0,00 0,01 0,69
1990		0,20 0,02 0,00	0,16 0,01 0,00			0,01 0,01 0,48	0,01 0,00 0,12	0,01 0,01 0,48
1991		0,20 0,02 0,00	0,14 0,01 0,00			0,01 0,01 0,46	0,01 0,00 0,04	0,01 0,01 0,46
1992		0,20 0,02 0,00	0,12 0,01 0,00			0,01 0,01 0,35	0,01 0,00 0,01	0,01 0,01 0,35
1993		0,18 0,02 0,00	0,11 0,01 0,00			0,01 0,01 0,18	0,01 0,00 0,08	0,01 0,01 0,18
1994		0,18 0,02 0,00	0,11 0,01 0,00			0,01 0,01 0,32	0,01 0,00 0,13	0,01 0,01 0,32
1995		0,16 0,02 0,00	0,09 0,01 0,00			0,00 0,01 0,55	0,01 0,00 0,04	0,00 0,01 0,55
1996		0,16 0,02 0,00	0,09 0,01 0,00			0,00 0,01 0,49	0,00 0,00 0,18	0,00 0,01 0,49
1997		0,14 0,02 0,00	0,07 0,01 0,00			0,01 0,01 0,28	0,01 0,00 0,00	0,01 0,01 0,28
1998		0,12 0,02 0,00	0,05 0,00 0,00			0,01 0,01 0,56	0,01 0,00 0,00	0,01 0,01 0,56
1999		0,11 0,02 0,00	0,01 0,00 0,00			0,00 0,01 0,53	0,01 0,00 0,19	0,00 0,01 0,53
BH	0,04 0,01 0,00	0,11 0,02 0,00	-0,02 0,01 0,01	0,00 0,00 0,88		0,00 0,01 0,53	-0,01 0,00 0,19	0,00 0,01 0,53
POA	0,08 0,01 0,00	0,09 0,01 0,00	-0,02 0,01 0,06	0,02 0,00 0,00		0,00 0,00 0,46	0,01 0,01 0,02	0,02 0,00 0,00
Recife	-0,06 0,02 0,00	0,07 0,01 0,00	-0,10 0,02 0,00	-0,03 0,00 0,00		0,00 0,00 0,71	-0,04 0,01 0,00	-0,03 0,00 0,00
RIO	-0,09 0,01 0,00	0,04 0,01 0,00	-0,15 0,01 0,00	-0,01 0,00 0,00		0,01 0,00 0,01	-0,01 0,00 0,01	-0,01 0,00 0,01
Salvador	-0,08 0,02 0,00	0,01 0,01 0,37	-0,15 0,01 0,00	-0,05 0,01 0,00		0,01 0,00 0,04	-0,06 0,01 0,00	0,01 0,00 0,04
N=114	Adj R2 = 0.6639	Adj R2 = 0.9418	Adj R2 = 0.9720	Adj R2 = 0.9559	Adj R2 = 0.7821	Adj R2 = 0.9677		
	Breusch-Pagan LM test of ind.: Pr = 0.0300			Breusch-Pagan LM test of ind.: Pr = 0.0072				
		BH 0,25	BH 0,35					
		POA 0,57	POA 0,60					
		Recife 0,41	Recife 0,33					
		RIO 0,46	RIO 0,19					
		Salva, 0,39	Salva, 0,08					
		Sampa 0,22	Sampa 0,67					
	Hausman test: Prob>chi2 = 0.5696			Haus.: Prob>chi2 = 0.9988				

QUADRO 2
Estimativas dos modelos de regressão ajustados para a taxa de desemprego dos jovens entre 15 e 19 e entre 20 e 24 anos do sexo masculino

	Homens 15-19				Homens 20-24				FGLS c/ correlação espacial e serial dos erros	Coef. Std. Err. P> z	FGLS c/ correlação espacial e serial dos erros														
	OLS		OLS efeito fixo de região		OLS		OLS efeito fixo de região					OLS													
	Coef.	Std. Err.	P> z	Coef.	Std. Err.	P> z	Coef.	Std. Err.				P> z	Coef.	Std. Err.	P> z										
log_ydes	0,37	0,11	0,00	0,31	0,06	0,00	0,94	0,09	0,00	0,99	0,07	0,00	0,60	0,03	0,00	0,71	0,03	0,00	0,93	0,07	0,000	0,86	0,05	0,00	
log_ades	0,26	0,21	0,21	0,37	0,13	0,01	-0,64	0,11	0,00	-0,70	0,08	0,00	-0,05	0,06	0,42	-0,07	0,05	0,18	-0,34	0,07	0,000	-0,28	0,06	0,00	
log_RSides	-1,49	0,52	0,01	6,19	0,67	0,00	0,34	0,56	0,55	-0,13	0,45	0,78	0,53	0,16	0,00	1,95	0,20	0,00	-0,66	0,55	0,23	-1,02	0,38	0,01	
log RCS	3,13	0,68	0,00	-6,75	0,91	0,00	0,33	0,71	0,64	0,89	0,57	0,12	0,66	0,20	0,00	-1,28	0,28	0,00	1,81	0,66	0,01	2,36	0,49	0,00	
_cons							-0,21	0,05	0,00	1,00	0,06	0,00				-0,03	0,04	0,49	-0,10	0,03	0,00	0,40	0,05	0,00	
1982							-0,21	0,04	0,00	0,90	0,06	0,00				-0,03	0,06	0,63	-0,10	0,03	0,00	0,40	0,04	0,00	
1983							-0,90	0,08	0,00	0,79	0,04	0,00				-0,03	0,06	0,63	-0,03	0,06	0,63	0,35	0,04	0,00	
1984							-0,58	0,04	0,00	0,84	0,05	0,00				0,04	0,03	0,23	0,04	0,03	0,23	0,37	0,04	0,00	
1985							-1,09	0,08	0,00	0,76	0,07	0,00				-0,10	0,06	0,10	-0,10	0,06	0,10	0,32	0,05	0,00	
1986							0,96	0,09	0,00	0,80	0,07	0,00				0,45	0,09	0,00	0,45	0,09	0,00	0,32	0,05	0,00	
1987							0,87	0,09	0,00	0,70	0,06	0,00				0,41	0,07	0,00	0,41	0,07	0,00	0,28	0,04	0,00	
1988							0,79	0,07	0,00	0,76	0,07	0,00				0,35	0,07	0,00	0,35	0,07	0,00	0,25	0,05	0,00	
1989							0,82	0,08	0,00	0,67	0,05	0,00				0,40	0,08	0,00	0,40	0,08	0,00	0,26	0,04	0,00	
1990							0,72	0,10	0,00	0,59	0,05	0,00				0,36	0,09	0,00	0,36	0,09	0,00	0,20	0,03	0,00	
1991							0,75	0,10	0,00	0,47	0,03	0,00				0,36	0,09	0,00	0,36	0,09	0,00	0,16	0,03	0,00	
1992							0,67	0,09	0,00	0,41	0,04	0,00				0,32	0,08	0,00	0,32	0,08	0,00	0,12	0,03	0,00	
1993							0,70	0,10	0,00	0,34	0,04	0,00				0,31	0,08	0,00	0,31	0,08	0,00	0,05	0,03	0,05	
1994							0,65	0,09	0,00	0,36	0,05	0,00				0,25	0,06	0,00	0,25	0,06	0,00	0,05	0,02	0,01	
1995							0,55	0,08	0,00	0,23	0,03	0,00				0,18	0,05	0,00	0,18	0,05	0,00	-0,01	0,02	0,43	
1996							0,46	0,07	0,00	0,15	0,03	0,00				0,16	0,05	0,00	0,16	0,05	0,00	-0,03	0,01	0,00	
1997							0,40	0,07	0,00	0,06	0,01	0,00				0,09	0,05	0,10	0,09	0,05	0,10	-0,06	0,01	0,00	
1998							0,32	0,07	0,00	0,01	0,01	0,61				-0,17	0,03	0,00	-0,17	0,03	0,00	-0,01	0,04	0,86	
1999							0,33	0,08	0,00	-0,17	0,04	0,00				0,03	0,03	0,41	0,03	0,03	0,41	-0,11	0,03	0,00	
BH							0,22	0,07	0,00	-0,21	0,04	0,00				0,03	0,03	0,00	0,03	0,03	0,00	-0,11	0,03	0,00	
POA							0,12	0,07	0,06	-0,85	0,07	0,00				-0,21	0,04	0,00	0,02	0,05	0,73	0,03	0,03	0,49	
Recife							0,06	0,05	0,25	-0,58	0,06	0,00				0,11	0,03	0,00	0,11	0,03	0,00	0,02	0,04	0,59	
RIO							0,00	0,05	0,95	-1,02	0,08	0,00				-0,29	0,04	0,00	-0,29	0,04	0,00	-0,03	0,05	0,57	
Salvador																									
N = 114	Adj R2 = 0,0973	Adj R2 = 0,7584	Adj R2 = 0,9317	Adj R2 = 0,0000	Adj R2 = 0,7968	Adj R2 = 0,8855	Adj R2 = 0,9202							Breusch-Pagan LM test of ind.: Pr = 0,0000											
												Breusch-Pagan LM test of ind.: Pr = 0,0000						Breusch-Pagan LM test of ind.: Pr = 0,0001							
												rhos						rhos							
												BH -0,09						BH 0,19							
												POA 0,61						POA -0,06							
												Recife 0,00						Recife 0,27							
												RIO 0,44						RIO 0,37							
												Salva, 0,47						Salva, 0,43							
												Sampa 0,32						Sampa 0,41							
												Hausman test: Prob> chi2 = 1,0000						Haus.: Prob> chi2 = 0,9321							

QUADRO 3
Estimativas dos modelos de regressão ajustados para a taxa de ocupação das jovens entre 15 e 19 e entre 20 e 24 anos do sexo feminino
 Mulheres 15-19
 Mulheres 20-24

	OLS		OLS efeito fixo de região		OLS completo		FGLS c/ correlação espacial e serial dos erros		OLS		OLS efeito fixo de região		OLS completo		FGLS c/ correlação espacial e serial dos erros							
	Coef.	Std. Err. P > z	Coef.	Std. Err. P > z	Coef.	Std. Err. P > z	Coef.	Std. Err. P > z	Coef.	Std. Err. P > z	Coef.	Std. Err. P > z	Coef.	Std. Err. P > z	Coef.	Std. Err. P > z						
log_yo	4,44	0,29	0,00	2,70	0,36	0,00	0,97	0,43	0,03	0,78	0,38	0,04	2,46	0,13	0,00	1,07	0,17	0,00	1,01	0,12	0,00	
log_ao	2,09	0,11	0,00	1,62	0,11	0,00	0,30	0,19	0,11	0,25	0,10	0,10	0,89	0,05	0,00	0,23	0,07	0,00	0,19	0,04	0,00	
log_RSoc	-0,11	0,08	0,16	0,23	0,12	0,06	-0,29	0,16	0,08	-0,05	0,14	0,71	-0,28	0,04	0,00	-0,08	0,07	0,28	-0,10	0,05	0,06	
log_cons	-6,81	0,55	0,00	-4,09	0,66	0,00	0,02	0,80	0,98	0,06	0,73	0,94	-2,46	0,24	0,00	-0,05	0,35	0,88	0,10	0,24	0,67	
1982				-0,04	0,02	0,01	-0,04	0,02	0,01	0,23	0,03	0,00				-0,03	0,01	0,00	0,02	0,01	0,01	
1983				-0,06	0,02	0,01	-0,06	0,02	0,01	0,21	0,02	0,00				-0,03	0,01	0,00	0,02	0,01	0,01	
1984				-0,23	0,03	0,00	-0,23	0,03	0,00	0,21	0,02	0,00				-0,14	0,01	0,00	0,02	0,01	0,02	
1985				-0,21	0,02	0,00	-0,21	0,02	0,00	0,21	0,02	0,00				-0,07	0,01	0,00	0,02	0,01	0,01	
1986				-0,18	0,03	0,00	-0,18	0,03	0,00	0,22	0,02	0,00				-0,11	0,01	0,00	0,04	0,01	0,00	
1987				0,24	0,04	0,00	0,24	0,04	0,00	0,21	0,02	0,00				0,01	0,02	0,56	0,04	0,01	0,00	
1988				0,22	0,03	0,00	0,22	0,03	0,00	0,20	0,02	0,00				0,02	0,01	0,27	0,03	0,01	0,00	
1989				0,22	0,03	0,00	0,22	0,03	0,00	0,18	0,02	0,00				0,01	0,01	0,34	0,02	0,01	0,00	
1990				0,22	0,03	0,00	0,22	0,03	0,00	0,18	0,02	0,00				0,02	0,01	0,24	0,02	0,01	0,01	
1991				0,23	0,03	0,00	0,23	0,03	0,00	0,17	0,01	0,00				0,03	0,01	0,02	0,01	0,00	0,03	
1992				0,22	0,03	0,00	0,22	0,03	0,00	0,13	0,01	0,00				0,03	0,01	0,02	0,00	0,00	0,82	
1993				0,20	0,03	0,00	0,20	0,03	0,00	0,11	0,01	0,00				0,02	0,01	0,15	0,00	0,00	0,28	
1994				0,18	0,03	0,00	0,18	0,03	0,00	0,10	0,01	0,00				0,02	0,01	0,17	-0,01	0,00	0,06	
1995				0,18	0,03	0,00	0,18	0,03	0,00	0,11	0,01	0,00				0,01	0,01	0,50	0,00	0,00	0,77	
1996				0,16	0,02	0,00	0,16	0,02	0,00	0,08	0,01	0,00				0,00	0,01	0,67	-0,01	0,00	0,00	
1997				0,12	0,02	0,00	0,12	0,02	0,00	0,07	0,01	0,00				0,00	0,01	0,73	-0,01	0,00	0,00	
1998				0,10	0,02	0,00	0,10	0,02	0,00	0,02	0,01	0,00				0,00	0,01	0,96	0,00	0,00	0,03	
1999				0,10	0,02	0,00	0,10	0,02	0,00	-0,01	0,01	0,05				-0,01	0,01	0,18	-0,01	0,00	0,00	
BH				0,02	0,02	0,15	0,10	0,02	0,00	-0,05	0,01	0,00				0,00	0,01	0,60	-0,03	0,00	0,00	
POA				0,07	0,01	0,00	0,07	0,02	0,00	-0,04	0,02	0,03				-0,02	0,00	0,00	-0,04	0,00	0,00	
Recife				-0,12	0,03	0,00	0,07	0,02	0,00	-0,26	0,03	0,00				-0,14	0,01	0,00	-0,14	0,01	0,00	
RIO				-0,11	0,01	0,00	0,02	0,02	0,20	-0,20	0,01	0,00				-0,06	0,00	0,00	-0,08	0,01	0,00	
Salvador				-0,10	0,03	0,00	-0,01	0,02	0,62	-0,21	0,02	0,00				-0,13	0,01	0,00	-0,12	0,01	0,00	
N=114	Adj R2 = 0,7818		Adj R2 = 0,9286	Adj R2 = 0,9626	Adj R2 = 0,9286		Adj R2 = 0,9626	Adj R2 = 0,7926	Adj R2 = 0,9651	Adj R2 = 0,9768		Adj R2 = 0,9651	Adj R2 = 0,9768		Adj R2 = 0,9768							
	Breusch-Pagan LM test of ind.: Pr = 0,0199																Breusch-Pagan LM test of ind.: Pr = 0,0023					
	rhos																rhos					
	BH 0,40																BH -0,06					
	POA 0,73																POA -0,03					
	Recife 0,43																Recife 0,69					
	RIO -0,21																RIO 0,54					
	Salva, 0,04																Salva, 0,40					
	Sampa 0,40																Sampa -0,01					
	Hausman test: Prob>chi2 = 0,4209																Haus.: Prob>chi2 = 1,0000					

QUADRO 4
Estimativas dos modelos de regressão ajustados para a taxa de desemprego das jovens entre 15 e 19 e entre 20 e 24 anos do sexo feminino

	Mulheres 15-19				Mulheres 20-24							
	OLS		OLS efeito fixo de região		OLS		OLS efeito fixo de região					
	Coef.	Std. Err. P > z	Coef.	Std. Err. P > z	Coef.	Std. Err. P > z	Coef.	Std. Err. P > z				
log_ydes	0,41	0,11	0,00	0,00	0,66	0,03	0,00	0,00	0,73	0,06	0,00	
log_lades	0,38	0,23	0,10	0,03	0,05	0,13	0,73	0,03	-0,07	0,10	0,48	
log_RSdes	-2,25	0,48	0,00	0,00	0,32	0,85	0,71	0,00	0,51	0,65	0,43	
log_rcs	4,02	0,61	0,00	0,00	0,78	0,03	0,45	0,00	0,59	0,75	0,43	
_cons					-2,27	0,06	0,00	0,00	-0,03	0,05	0,59	
1982					-0,17	0,07	0,02	0,00	-0,05	0,04	0,21	
1983					-0,87	0,08	0,00	0,00	-0,15	0,05	0,06	
1984					-0,49	0,07	0,00	0,00	0,07	0,04	0,13	
1985					-1,22	0,12	0,00	0,00	-0,25	0,08	0,00	
1986					0,57	0,15	0,00	0,00	0,04	0,12	0,73	
1987					0,46	0,14	0,00	0,00	0,05	0,10	0,63	
1988					0,54	0,12	0,00	0,00	0,06	0,09	0,50	
1989					0,55	0,13	0,00	0,00	0,15	0,10	0,16	
1990					0,39	0,15	0,01	0,00	0,09	0,12	0,49	
1991					0,35	0,15	0,02	0,00	0,15	0,11	0,18	
1992					0,29	0,13	0,03	0,00	0,00	0,11	0,99	
1993					0,32	0,14	0,03	0,00	0,14	0,11	0,20	
1994					0,36	0,13	0,01	0,00	0,12	0,09	0,16	
1995					0,25	0,11	0,03	0,00	0,05	0,07	0,52	
1996					0,18	0,10	0,06	0,00	0,02	0,06	0,73	
1997					0,19	0,10	0,06	0,00	0,05	0,06	0,42	
1998					0,12	0,10	0,26	0,00	-0,04	0,07	0,50	
1999					0,09	0,12	0,43	0,00	0,02	0,07	0,82	
BH					0,09	0,06	0,14	0,00	-0,01	0,03	0,79	
POA					-1,19	0,07	0,00	0,00	-0,16	0,03	0,00	
Recife					-0,30	0,06	0,00	0,00	0,10	0,04	0,01	
RIO					-1,71	0,08	0,00	0,00	-0,28	0,04	0,00	
Salvador					-1,15	0,12	0,00	0,00	-0,03	0,05	0,52	
N= 114	Adj R2 = 0.1639	Adj R2 = 0.8594	Adj R2 = 0.9093	Adj R2 = 0.8295	Adj R2 = 0.8897	Adj R2 = 0.9047						
	Breusch-Pagan LM test of ind.: Pr = 0.0007				Breusch-Pagan LM test of ind.: Pr=0.0185				Hausman test: Prob>chi2 = 0.9182			
	rhos				rhos				rhos			
	BH 0,50				BH 0,12				BH 0,12			
	POA 0,18				POA 0,18				POA 0,01			
	Recife 0,06				Recife 0,06				Recife 0,09			
	RIO 0,41				RIO 0,41				RIO 0,42			
	Salva, 0,66				Salva, 0,66				Salva, 0,22			
	Sampa 0,43				Sampa 0,43				Sampa 0,78			

Abstract

This article discusses the effects of changes in age structure on the labor market of youth in Brazil. Using the PME, a pseudo-panel was set up to group data regarding six metropolitan regions between 1982 to 2000. Through regression models it was possible to measure the elasticity of employment and unemployment among youth, taking into account the influence of factors related to the aggregate demand, the region, and the periods considered. The results obtained indicate that unemployment and employment rates for women and youth (ages 15-19) are the most sensitive to relative increases in population. It was also confirmed that improvements in the aggregate labor market still provide the best means for reducing unemployment rates.

Enviado para publicação em 25/10/2002.