

# A compressão do mercado matrimonial e o aumento das uniões consensuais no Brasil\*

Margaret E. Greene\*\*  
Vijayendra Rao\*\*\*

*Um aumento na taxa de formação e dissolução de uniões informais pode ser um mecanismo a mais para uma sociedade solucionar a questão da compressão do seu mercado matrimonial.*

Uma maior ou menor oferta de homens ou mulheres no mercado de casamento leva a uma situação que chamamos de compressão do mercado matrimonial: a escassez de um sexo ou outro na faixa etária em que geralmente acontecem os casamentos influi na constituição de uniões. Esse desequilíbrio é consequência do aumento abrupto das taxas de crescimento populacional, em razão de queda de taxas de mortalidade ou de aumento das de fecundidade. Essa elevação das taxas de crescimento faz com que os grupos mais jovens sejam maiores do que os grupos mais velhos, e quando consideramos, ao mesmo tempo,

que as mulheres geralmente se casam com homens, em média, mais velhos do que elas, temos, como resultado, um excesso de mulheres no mercado matrimonial.

A dimensão da contração depende da diferença média entre as idades do homem e da mulher ao se casarem, da taxa de crescimento populacional, e da possibilidade de substituir juventude por outras características valorizadas no mercado, tais como riqueza ou nível de instrução (em outras palavras, a facilidade de uma mulher mais velha compensar sua idade com outros atributos) (Rao, 1993).

\* O apoio financeiro desta pesquisa veio das Fundações Mellon e Hewlett. Uma versão anterior deste trabalho foi apresentada no Congresso da Population Association of America, em 1991, em Washington, D.C. Agradecemos a Robert Pollack, com quem, em uma conversa, tivemos a idéia deste trabalho, a Neil Bennett e Nancy Landale, pelas sugestões e comentários, e a Inês Alfano e Antonio Lourival da Silva Filho, que fizeram a revisão da tradução.

\*\* Population Research Center, University of Chicago.

\*\*\* Population Studies Center, University of Michigan.

Diversas explicações para a incidência e a persistência da diferença de idades entre homens e mulheres ao casamento têm sido sugeridas. Uma das explicações mais sucintas e intuitivamente atraentes é a de Guttentag e Secord (1983). Estes autores atribuem a diferença de idade entre o homem e a mulher às relações de poder entre os dois sexos. Estas relações de poder resultam de uma mistura de influências duais e estruturais. As forças duais referem-se à dinâmica entre os sexos criada pela oferta relativa de homens e mulheres. As influências estruturais refletem o status relativo dos dois sexos na sociedade. É este status que determina o fato de que, no mundo inteiro, os maridos são, de modo geral, alguns anos mais velhos do que suas mulheres. Não pode existir outra explicação para a diferença extraordinariamente constante de idade entre marido e mulher, quando essa diferença é uma característica obviamente nada útil em uma situação de compressão do mercado matrimonial.

Como a maior parte das populações de países em desenvolvimento tem passado por quedas abruptas nas taxas de mortalidade, e tendem a apresentar grandes diferenças de idade entre marido e mulher ao casamento, tais populações têm sofrido compressões no mercado matrimonial. Dependendo do contexto social, algumas alternativas para a atenuação desse fator poderiam ser apresentadas, tais como as que se seguem.

– Homens e mulheres poderiam escolher parceiros com idades mais próximas às suas, permitindo, assim, um ajuste de idades no casamento;

– Algumas das mulheres poderiam permanecer solteiras, como aconteceu na Europa no passado (Watkins, 1981), e como parece estar se tornando comum nos Estados Unidos;

– Os homens poderiam casar-se com mais de uma mulher, como acontece na África polígina (Guttentag & Secord, 1983);

– Os homens poderiam mover-se entre várias uniões instáveis, “dividindo-se” entre várias mulheres ao longo dos anos.

Qualquer sociedade adapta-se à compressão segundo a estrutura institucional do mercado matrimonial. Neste trabalho, examinamos a possibilidade do último mecanismo de adaptação à compressão: a mais rápida “reciclagem” dos homens. A nossa hipótese é que esse mecanismo explica pelo menos parcialmente o aumento do número de casamentos informais no Brasil, fato talvez ligado ao aumento do nível de instabilidade conjugal.

Podemos fazer uma suposição importante: a de que os homens, mais do que as mulheres, preferem um casamento informal, enquanto as mulheres geralmente preferem o casamento formal. Essa explicação faz muito sentido quando pensamos na diferença entre os papéis dos dois gêneros: os homens poderiam preferir uniões informais porque, assim, suas obrigações ficariam menos definidas, sendo ainda mais fácil, para eles, a dissolução de tais uniões. Já as mulheres prefeririam as uniões formais porque estas lhes forneceriam maior apoio econômico e mais proteção (1). Entrevistas qualitativas feitas por Greene (1991) corroboram que a maior parte das mulheres em uniões consensuais resignam-se, enquanto os homens, nesta situação, não pensam em outra forma de união.

Se estamos falando de poder, por que os homens de classes socioeconômicas mais altas não têm chances maiores de constituir casamentos informais, em relação aos mais pobres? Entre pessoas das classes altas, o casamento formal é mais comum, devido, em parte, aos embaraços legais em torno da posse de bens e tudo o que isso implica. Existem poucos casamentos entre pessoas de diferentes classes (endogamia). Neste trabalho, analisamos o padrão existente **dentro** das classes sociais e não o que

se observa nas diferenças **entre** as classes sociais (ver Rao & Greene, 1990).

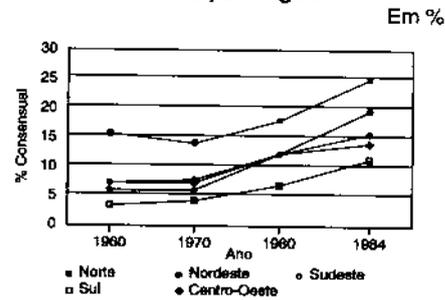
### História do casamento no Brasil

As uniões informais sempre foram comuns na América Latina, e o Brasil não é uma exceção. Durante toda a história da colonização brasileira, da escravidão e da conseqüente mistura das raças, as uniões informais têm sido uma alternativa viável ao casamento formal. A Igreja tentava ignorar os portugueses que, casados com mulheres que ficaram em Portugal, "casavam-se" com mulheres indígenas. Em certos lugares do Brasil, os escravos não tinham o direito de se casar e, em todo o país, as uniões habituais entre senhores brancos e mulheres negras nunca eram formalizadas. As pessoas que moravam em áreas remotas do país estavam muitas vezes isoladas demais para buscar aprovação jurídica ou religiosa para seus casamentos. Questões ligadas a raça, condições socioeconômicas, lugar de residência e outros fatores têm sido oferecidas como explicações para a difundida tradição de casamento informal no Brasil (Henriques, 1980; Berquó & Loyola, 1984; Goldani, 1981; Silva, 1979; Mortara, 1956; Heredia & Heredia, 1983; Quinteiro, 1988; Kogut, 1976; Berquó, 1987).

As uniões consensuais constituem uma porcentagem substancial do total de uniões no Brasil. Por exemplo, em 1960, o primeiro ano em que o censo brasileiro acrescentou a categoria de "união consensual" como estado conjugal, 3,7% das mulheres a partir de 15 anos de idade se incluíram nesta categoria. Em 1980, o mesmo índice tinha aumentado para 10%. O Gráfico 1 mostra as mudanças na porcentagem de casamentos informais, por região, ao longo dos anos.

Quanto ao crescimento populacional e ao equilíbrio entre fecundidade e mortalidade no Brasil, entre 1950 e 1960, a esperança de vida ao nascer subiu de

**Gráfico 1**  
União Consensuais por Região



43,6 para 49,6 anos. Na década seguinte, subiu para 53,4 anos, e na posterior, para quase 62 anos (Wood & Carvalho, 1988). As mudanças mais significativas nesse sentido tiveram lugar nos últimos 20 anos, e isso tem muita importância para o perfil da população atual. Também é importante o fato de a queda da mortalidade não ter acontecido da mesma maneira na população como um todo. Parece evidente que a queda repentina e recente foi resultado de grandes melhorias das condições socioeconômicas nos anos 70 (Wood & Carvalho, 1988). Isto indica que as mudanças teriam sido mais sentidas entre as pessoas de classes socioeconômicas mais baixas, para quem existia (e ainda existe) a possibilidade de avançar muito em termos de esperança de vida. Acreditamos que esses eventos vitais e o aumento do número de casamentos informais não são coincidências.

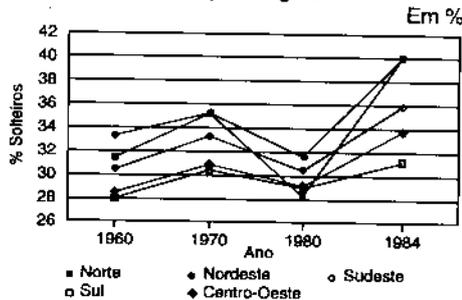
Sobre a instabilidade conjugal no Brasil e o crescente número de mulheres não-casadas, assim se manifestaram Oliveira e Berquó:

*"As que nunca se casaram, as que se separaram e nunca se casaram outra vez, as que enviuvaram, em suma, a maior variedade de histórias conjugais, associadas ao excesso de mulheres no Brasil, ao aumento da mortalidade diferencial por sexo, à preferência dos homens pelas mulheres mais jovens para o primeiro casamento e casamentos subseqüentes, e ao volume de separações, tudo isso explica a pirâmide das*

não-casadas" (Oliveira & Berquó, 1990,p.5).

Essas autoras argumentam também que mulheres com filhos resignam-se a ter famílias "truncadas", sem a presença de um marido, como resultado da compressão do mercado matrimonial. A possibilidade de que uma proporção cada vez maior de mulheres solteiras explique a situação no mercado matrimonial não é corroborada pelos dados censitários, como podemos ver no Gráfico 2.

**Gráfico 2**  
**Mulheres Solteiras por Região**



### O significado das uniões consensuais

As uniões informais tendem a ser desfavoráveis para as mulheres, e esse efeito se torna mais intenso à medida que descemos na escala socioeconômica. O fato de as mulheres geralmente ganharem menos que os homens, e terem, ainda, uma desvantagem em relação ao trabalho porque são, quase sempre, responsáveis pelos filhos nascidos da união, faz com que nos Estados Unidos, por exemplo, as mulheres, na prática, desçam em termos de classe socioeconômica ao se divorciarem (McLanahan, 1989).

Acreditamos que a escassez de homens no mercado de casamento lhes permita formar uniões consensuais com frequência maior do que as mulheres. É assim que, ao longo dos anos, o problema da falta de homens tem sido resolvido

pelo nivelamento do número de "unidades" masculinas no mercado de casamento com o número de "unidades" femininas. Isto é, como os homens "entram" e "saem" mais de uniões, o "número" deles é aumentado no mercado.

### Dados e análise da pesquisa

Examinaremos a hipótese acima com os dados retrospectivos de uma amostra de 0,5 % dos domicílios brasileiros. A Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios-PNAD, pesquisa anual que aborda diferentes temas, tratou, em 1984, da questão do casamento e fecundidade (FIBGE, 1987; Lazo, 1988). A PNAD de 1984 aplicou às entrevistadas um questionário solicitando detalhes das histórias de casamento e nascimentos e, também, informações sobre nível de instrução e renda. Dados estes que permitem uma análise das relativas vantagens do casamento dessas mulheres.

Para suplementar esses dados individuais, acrescentamos informações sobre a razão de sexo e o grau de participação na força de trabalho em nível de estado da federação, a partir de 1950, de modo a termos, assim, uma variabilidade temporal e espacial nos dados agregados. Em vista da heterogeneidade nos padrões de casamento no Brasil e da variabilidade nas idades de homens e mulheres ao casarem, torna-se impossível achar um índice da compressão que reflita adequadamente a reserva de parceiros disponíveis para o casamento. Nem tentamos. Ao invés disso, construímos uma medida da estrutura etária da população que inclui a faixa na qual as diferenças devem caber. Dividimos o número de homens entre 25 e 34 anos de idade pelo número de mulheres entre 15 e 24 anos. Essa medida é um pouco exagerada, mas proporciona maior variação através do tempo e da região do país do que especificações alternativas. Tal medida parece ser também a mais sensível

em termos da capacidade de permitir maior precisão nas estimativas de predição de casamento e divórcio (2). Um problema com a PNAD-84 – e com a maior parte dos levantamentos demográficos (Pollak, 1990; Bergstrom e Lam, 1989) –, é o fato de não serem fornecidas histórias de casamento correspondentes para os homens, o que impede a análise direta das taxas relativas de reciclagem. Outra restrição refere-se às informações sobre as uniões prévias de cada mulher: além da idade do marido ao se casar com ela, há poucos outros dados sobre ele na época do casamento. Isso nos impede de fazer uma análise mais completa sobre o modo como a avaliação da “qualidade” do futuro cônjuge afeta a decisão de se estabelecer uma união formal ou informal. Apesar de termos informações completas sobre marido e mulher nas uniões que ainda continuavam quando a pesquisa foi feita, uma análise apenas das uniões atuais faria com que certas conclusões fossem induzidas, pois os casamentos informais têm probabilidade muito alta de se dissolverem. Por isso, a nossa análise usa o conjunto de informações de uniões passadas e atuais.

Apresentamos dados da PNAD e dos censos para identificar tendências nos padrões de casamento, as diferenças entre as idades dos cônjuges e as taxas relativas de divórcio de homens e de mulheres. Em seguida, descrevemos

os resultados de uma análise logística da escolha entre o casamento formal e informal. Apresenta-se, depois, uma análise de *riscos competitivos de tempo discreto* da escolha tanto do momento do casamento quanto do tipo da união.

### Compressão do mercado matrimonial no Brasil: resultados

A Tabela 1 apresenta as tendências das proporções de mulheres em casamentos formais e informais através de cada “geração” sucessiva. É evidente que, em cada grupo, as uniões consensuais constituem proporção substancialmente maior de todos os casamentos.

Da Tabela 2 constam as tendências na proporção dos tipos de união em cada região. Antes do Censo de 1960, as mulheres em uniões consensuais eram consideradas solteiras ou casadas, dependendo das circunstâncias específicas e de como elas respondiam às questões do entrevistador. A variação regional no nível de casamento informal no Brasil é impressionante. A Região Norte, em 1960, tinha as proporções mais elevadas de mulheres em uniões consensuais, e continuava assim em 1970. O Nordeste e o Centro-Oeste eram as segundas mais altas proporções de casamento informal, em 1970. Em 1980 e 1984, de acordo com a PNAD, o Nordeste, Sudeste e

**Tabela 1**  
**Distribuição de Mulheres em Casamentos Formais e Informais, por Ano de Casamento, Segundo Tipos de União**  
**Brasil**  
**1940-1984**

Ano de Casamento	N	Tipo de União (em %)			
		Civil	Religioso	Civil e Religioso	Consensual
1940-49	861	14.17	11.61	71.54	2.67
1950-59	9.540	13.35	7.80	75.64	3.21
1960-69	17.820	17.31	6.92	67.57	8.20
1970-79	31.946	20.90	4.44	57.45	17.21
1980-84	19.187	22.22	3.99	44.89	28.89

FONTE: PNAD (1984)

**Tabela 2**  
**Distribuição de Mulheres com Mais de 15 Anos, por Região, Segundo Estado Conjugal**  
**Brasil**  
**1960-1980**

Região	N	Solteira	Total	Proporção de Mulheres Casadas em			
				Civil	Religioso	Civil e Religioso	Consensual
<b>Brasil</b>							
1960	20.374.736	30.74	57.54	12.74	20.72	60.11	6.43
1970	26.633.513	33.47	54.47	14.08	14.40	64.48	7.04
1980*	37.952.229	30.20	56.97	-	8.16	80.08	11.76
<b>Norte</b>							
1960	682.238	31.48	55.72	15.79	34.85	33.36	15.99
1970	946.771	35.26	53.11	18.62	27.47	39.46	14.46
1980*	1.582.155	28.23	60.35	-	16.34	65.54	18.12
<b>Nordeste</b>							
1960	4.505.182	33.32	53.60	9.89	42.26	40.19	7.67
1970	8.046.114	35.57	51.68	14.43	33.06	43.16	9.35
1980*	7.370.885	31.64	54.38	-	18.96	68.74	12.30
<b>Sudeste</b>							
1960	11.148.468	30.60	56.84	13.32	14.07	66.32	6.29
1970	12.373.576	33.39	54.02	13.62	5.08	75.15	6.16
1980*	20.614.320	30.40	56.35	-	5.50	82.12	12.38
<b>Sul</b>							
1960	3.272.778	27.99	62.54	12.78	9.53	74.13	3.57
1970	4.681.278	30.40	59.80	12.15	6.14	77.51	4.20
1980*	6.189.358	28.78	60.26	-	2.74	90.00	7.29
<b>Centro Oeste</b>							
1960	796.923	28.57	60.29	19.37	22.83	50.26	7.54
1970	1.332.772	30.96	57.68	20.29	15.99	55.93	7.78
1980*	2.195.096	28.97	59.76	-	8.28	79.01	12.70

FONTES: IBGE, Censos Demográficos de 1950, 1960, 1970, 1980

Nota: \* Em 1980, mulheres em casamentos civis e religiosos juntos

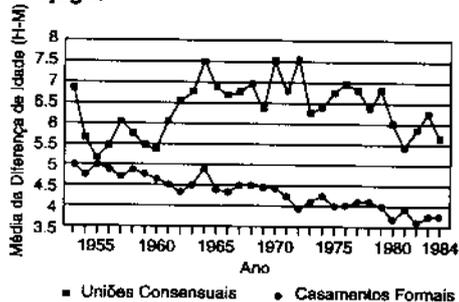
Centro-Oeste tinham níveis comparáveis de uniões consensuais, mais elevados do que no passado, mas não tão altos quanto os do Norte. A variação regional está relacionada tanto à distribuição de grupos raciais e socioeconômicos no Brasil quanto às histórias e aos sistemas econômico regionais, muito divergentes entre si.

Quanto às citadas alternativas para a atenuação do problema da compressão do mercado matrimonial, se, no Brasil, a reciclagem é a solução, os homens devem passar por mais casamentos do que as mulheres. A instabilidade relativa das uniões consensuais faz com que a redução da diferença de idade entre os par-

ceiros não seja requisito para resolver as iniquidades da contração. Os casais que formam uniões consensuais terão diferenças de idade maiores do que as dos parceiros em casamentos formais.

Podemos conceber o mercado de casamento brasileiro como composto por dois grupos: pessoas que não abrem mão do casamento formal e as que aceitam o casamento informal. A compressão do mercado matrimonial leva pessoas que só querem uniões formais a reduzir a diferença entre sua idade e a do cônjuge porque não prevêem a opção da "reciclagem" (uma opção que garante, à maioria, um cônjuge pelo menos uma vez). O Gráfico 3 mostra que a média da diferença de

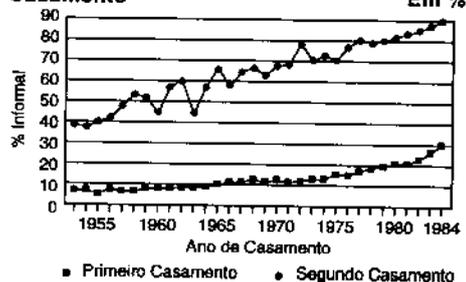
**Gráfico 3**  
Média de Diferenças de Idade entre Cônjuges



idade entre marido e mulher em primeiro casamento formal é menor do que a das uniões consensuais.

A Tabela 3 comprova que o marido em casamento informal tem chance maior de ser bem mais velho do que aquele em casamento formalizado. Isto sugere que, nestes dois mercados de casamento, existem mecanismos diferentes para se chegar a um equilíbrio. Em parte, esta diferença de idade existe porque muitas uniões consensuais são, para os homens, posteriores ao seu primeiro casamento, propiciando-lhes maior experiência que as mulheres. Os níveis de casamento informal por ordem de união (para a mulher) consta do Gráfico 4. É óbvio que muitas uniões informais são posteriores ao primeiro casamento, mas, ao mesmo tempo, estas constituem proporção importante de primeiros casamentos.

**Gráfico 4**  
Uniões Consensuais por Ordem de Casamento



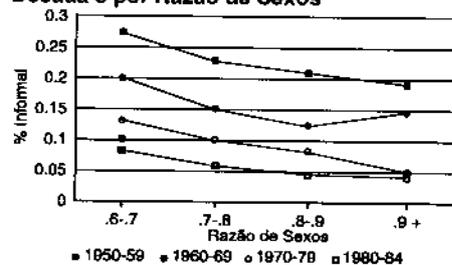
**Tabela 3**  
Diferenças de Idade entre Marido e Mulher para Mulheres em Primeiro Casamento, Segundo Tipo de União

Anos de Diferença (H-M)	Tipo de Casamento		N
	Formal	Informal	
< 10	1.73	13.82	2.817
-9 a -5	2.65	4.25	2.337
-4 a -1	10.45	10.44	8.462
0 a 4	43.81	26.58	33.465
5 a 9	27.87	19.58	21.601
10+	13.49	25.32	12.309
Nº	69.287	11.704	80.991
	100.00	100.00	

FONTE: PNAD 1984

Quanto mais intensa é a compressão, mais importante se torna o uso do casamento informal para aliviar a situação do mercado de casamento. É o que vemos no Gráfico 5, que representa a

**Gráfico 5**  
Proporção de Uniões Consensuais por Década e por Razão de Sexos



proporção de mulheres em uniões consensuais, por razão de sexos e por década. Quando a razão de sexo sobe, ou, em outras palavras, quando há um número maior de homens relativo ao número de mulheres, há menor probabilidade de as mulheres entrarem em casamentos informais. Parece que uma razão mais equilibrada entre maridos e mulheres potenciais aumenta a prevalência do casamento formal (Goldman & Pebley, 1981).

### Análise logística do tipo de casamento

Analisamos, primeiro, a probabilidade de escolha de uma união consensual para as mulheres. A variável dependente nessas análises é dicotômica, sendo '1' se uma mulher estabelece uma união consensual e '0' se ela estabelece um casamento formal (Aldrich & Nelson, 1984). Os resultados são apresentados na Tabela 4 (primeiras uniões) e Tabela 5 (uniões posteriores à primeira).

Enfocamos os resultados mais importantes para a nossa hipótese de compressão do mercado matrimonial. Quando controlamos as outras causas, a razão de sexos tem influência negativa significativa na probabilidade de se estabelecer uma união informal. Em outras palavras, quanto maior o número de homens disponíveis no mercado de casamento, menos as mulheres se estabelecem em uniões consensuais.

Confirmando esse resultado, vemos que o coeficiente para a diferença entre a idade do marido e a da mulher é positivo. Isto confirma ainda mais a idéia de que uma compressão está por trás do aumento de uniões consensuais, pois sugere que, quando a redução na diferença entre as idades dos cônjuges não é usada como solução para a compressão do mercado matrimonial, é o estabelecimento do casamento informal que tem esse papel.

A razão das taxas masculina e feminina de participação na força de trabalho tem efeito positivo sobre o casamento informal. Quanto maior a proporção de mulheres na força de trabalho em relação aos homens, mais o casamento informal pode se tornar uma opção atraente. (As mulheres podem também escolher por ficar fora de qualquer tipo de casamento, opção que é investigada na análise de riscos competitivos que se segue.) Isso poderia indicar um afastamento da situa-

**Tabela 4**  
Estimativas para o Modelo Logístico de Predição da Probabilidade de Construir uma União Informal\* (a)

Variável	Modelo para 1º Casamento		Modelo para 2º Casamento	
	B	T	B	T
Intercept	-6.336	29.20	-0.021	0.07
Razão de Sexos	-0.649	4.84	-0.306	0.84
Idade (Marido-Mulher)	0.052	26.00	0.011	3.67
Razão de Atividade**	0.656	3.26	2.742	5.86
Desemprego Masculino	18.915	10.66	29.256	6.60
Casada depois de 1977	0.062	1.72	0.666	9.25
Ano do Casamento	0.054	18.00	-	-
Idade ao Casar	-0.008	2.67	-0.018	3.60
Amarela	-0.828	276.00	-1.071	1.33
Negra	0.932	21.18	0.271	2.32
Parda	0.551	21.19	-0.033	0.49
# Filhos Nasc. Antes	0.577	23.08	0.073	3.65
Grávida ao Casar	0.708	22.13	0.201	2.34
Anos de Instrução	-0.131	32.75	-0.042	4.67
Residência Urbana	0.734	22.94	0.135	1.71
Nº	68.573		6.664	
-2 Log likelihood	57.986		8.186	
Chi-quadrado modelo	8818.64		467.52	
Graus de liberdade	14		13	

Notas: \* Variável Dependente: Informal (Informal = 1; Formal = 0)  
 \*\* Razão de atividade = Taxa feminina / Taxa masculina  
 (a) Pacote estatístico utilizado: SAS Regressão Logística

**Tabela 5**  
**Estimativas para o Modelo de Riscos Competitivos da Primeira Transição**  
**(com Estatística-T)<sup>(a)</sup>**

Variável	Modelo 1				Modelo 2			
	Formal		Informal		Formal		Informal	
	B	T	B	T	B	T	B	T
Intercept	-1.147	24.29	-6.647	50.59	-1.669	16.52	-6.783	28.20
Razão de Sexos	-	-	-	-	0.966	8.13	-0.180	0.65
Atividade Fem.	-	-	-	-	-3.945	20.44	3.167	7.41
Amarela	-0.136	1.38	-2.398	2.40	-0.147	1.50	-2.385	7.25
Negra	-0.622	16.22	0.392	6.19	-0.560	14.49	0.371	2.30
Parda	-0.218	12.06	0.371	9.15	-0.153	7.78	0.304	9.29
Anos Instrução	-0.032	14.82	-0.133	24.99	-0.029	12.97	-0.137	0.60
Resid. Urbana	-1.189	8.56	0.460	8.75	-0.175	7.73	0.393	5.78
Nordeste	-	-	-	-	-0.095	2.96	0.173	6.92
Norte	-	-	-	-	-0.309	8.80	0.633	2.38
Sul	-	-	-	-	0.154	6.72	-0.037	16.84
Ano Nascimento	-0.011	12.64	0.058	23.22	0.003	2.39	0.044	25.44
Renda Não Sala	-0.271	2.18	0.925	3.87	-0.299	2.42	0.938	3.82
Idade 14-19	-0.871	46.73	-0.860	19.11	-0.919	48.85	-0.829	18.32
Idade 20-24	-	-	-	-	-	-	-	-
Idade 25-29	-0.232	8.47	0.341	5.61	-0.222	8.07	0.343	5.56
Idade 30-34	-1.022	20.89	0.338	4.13	-1.032	21.08	0.353	4.30
Idade 35-39	-1.533	19.28	0.188	1.61	-1.559	19.58	0.195	1.66
Idade 40-44	-2.463	15.95	-0.172	0.96	-2.514	16.27	-0.153	0.85
Idade 45-54	-2.728	13.51	-0.656	2.31	-2.813	13.93	-0.598	2.11
N**	266.603				266.603			
Log Likelihood	-72.927				-72.570			
Graus liberdade	26				36			

Nota: \* Categoria de Referência = Solteira

\*\* N = Anos de Experiência

(a) Pacote estatístico utilizado: LIMDEP (W. H. Greene, 1988)

ção mais tradicional, em que as mulheres ficam em casa e os homens com quem são formalmente casadas trabalham. Nesse caso, a razão de atividade reflete o grau de tradicionalismo em uma região durante dado período. Parece que nas áreas em que mais mulheres participam do mercado de trabalho pago, as normas que enfatizam o casamento formal tornam-se mais fracas, e as mulheres ficam mais livres para entrar em uniões consensuais. Enquanto sugerimos esta explicação para os efeitos das taxas *femininas* de participação na força de trabalho, a nossa explicação para as taxas *masculinas* é mais voltada para o aspecto econômico. Isso provavelmente tem a ver com as expectativas em relação ao casamento tradicional e com o sustento da família. Estas expectativas variam muito

dependendo do clima econômico nos diferentes estados do Brasil. A variável de desemprego masculino parece ter um coeficiente positivo distorcido, que pode resultar da sua correlação com as taxas de atividade. Incluímos apenas a taxa de desemprego *masculina* porque ela está muito correlacionada à *feminina* e porque, simplesmente, nos forneceria uma medida da situação econômica da época. Quando as condições econômicas não estão boas, as uniões informais, por serem menos caras, mais espontâneas e menos estáveis, são preferidas em relação ao casamento formal.

Até 1977, como o divórcio não tinha sido instituído, muitos casais, que em situação legal favorável teriam estabelecido casamentos formais, resolveram viver - e adaptaram-se - em uniões consen-

suais. Reconhecemos essa importante mudança jurídica com uma variável binária que indica se um casamento começou antes ou depois de 1977. Tal mudança não parece ter efeito importante na escolha do tipo do primeiro casamento (que poderia ser formal); o efeito, porém, acontece no sentido esperado. Embora entendamos que quem passou pelo ritual do casamento formal e depois o rompeu possa ter interesse menor na repetição dessa experiência, a antecipação da possibilidade do divórcio pode ter influenciado pessoas a formarem uniões mais simples. Nas situações de decepção com a experiência da fragilidade da união informal poderia haver a preferência pelo casamento formal, mas há a probabilidade de que mulheres com esse sentimento podem não ser capazes de exigir um tipo de casamento nos termos desejados, por causa da oferta de homens ou outros fatores. Uma parte do efeito da variável binária que distingue os casamentos que ocorreram antes e depois de 1977 pode ser diminuída pela variável que indica o ano do casamento. Cada ano que passa para uma mulher aumenta as suas chances de se casar pela primeira vez de modo informal. No entanto, as posturas mais tradicionais em relação ao casamento, que podemos esperar de mulheres mais velhas, podem explicar o fato de que, quanto mais velha ao se casar, menores são as probabilidades, para uma mulher, de estabelecer uma união informal.

As variáveis que captam raça (a categoria de referência é branca) têm os efeitos esperados. As mulheres de origem asiática têm probabilidade muito pequena de estabelecer uniões consensuais, sendo mais conservadoras nos seus padrões de casamento. Em sentido inverso, é muito mais provável que mulheres negras e pardas entrem em casamentos informais do que as brancas. Isso pode estar relacionado à sua concentração regional e aos limites dos mercados regionais de casamento. Esta possibili-

dade é investigada mais profundamente em outra pesquisa (Greene, 1991).

O número de filhos nascidos anteriormente ao casamento tem efeito positivo e substancial nas chances de se constituir um casamento informal, mesmo quando considerado o fato de a mulher estar grávida ou não ao se casar. Enfim, ter filhos é um dado desvantajoso para a mulher quando procura por um parceiro. Estar grávida no momento do casamento tem efeito positivo sobre a possibilidade de se constituir casamento informal, talvez porque a seqüência *gravidez e casamento* seja menos planejada.

O nível de instrução diminui bastante a probabilidade de se constituir um casamento informal. Este fato é relacionado à existência de um padrão interclasses sociais que inclui um outro, dentro do mesmo extrato socioeconômico. O nível de instrução pode ser um sinal de fatores socioeconômicos gerais ligados à propriedade e, conseqüentemente, à necessidade de formalização de um casamento. Além disso, o nível de instrução também pode indicar o maior poder da mulher no sentido de negociar um casamento nos termos que ela queira (a análise é de mulheres que constituem o primeiro casamento).

Morar em área urbana é outro fator que aumenta a possibilidade de se ter um casamento informal. Historicamente as uniões consensuais eram mais comuns entre os pobres nas áreas rurais, mas agora esse tipo de união está se tornando cada vez mais comum nas cidades. Cada vez mais, os casamentos informais estão sendo usados como uniões experimentais por mulheres urbanas, sejam elas independentes financeiramente ou não.

Apresentada a análise logística da probabilidade de uma mulher constituir uma união informal ao casar-se pela primeira vez, passamos, agora, aos resultados da análise do segundo casamento. Em geral, os efeitos têm os mesmos sinais mas perdem importância. Certas va-

riáveis são especialmente importantes nesses casamentos subseqüentes. A variável binária que define se uma mulher se casou antes ou depois de 1977 tem o papel mais importante na análise, e isso está relacionado ao aumento do número de casamentos dissolvidos a partir daquele ano. Um outro dado é que a maioria das mulheres nessa situação tem filhos de uniões anteriores, e este é um fator que, como citado antes, provoca efeito positivo importante sobre a possibilidade de se constituir um casamento informal.

### Riscos competitivos

Os resultados da análise logística devem ser interpretados como estimativas da probabilidade condicional de se constituir um casamento formal ou informal para quem já resolveu se casar. A Tabela 5 apresenta duas concepções mais realistas da decisão de casamento em um modelo de riscos competitivos, no qual as chances de constituir um casamento formal, um casamento informal ou de permanecer solteira são concebidas como parte da mesma escolha. Este método mistura o conceito da *tabela de vida* com a *regressão logística* (Allison, 1982, 1984; Hoffman & Duncan, 1988; Greene, W., 1988). No decorrer de cada ano como solteira, uma mulher pode "decidir" permanecer solteira ou constituir um ou outro tipo de casamento. Essas opções são mutuamente exclusivas, e a mulher, em cada ano, até se casar, está exposta ao risco dessas possibilidades.

As observações representam, na verdade, a experiência acumulada das mulheres até o ano de casamento, ou o total dos anos em que correram o risco de se casar, se juntar ou ficar solteiras. Assim, somente os anos de sua experiência até, e incluindo, o do casamento, foram considerados. Depois de se casar, portanto, a mulher deixa de ser considerada nesta análise.

As características que variam ao longo da vida da pessoa (como, por exemplo, idade) também variam na análise. Outras características fixas (como, por exemplo, raça) são, obviamente, as mesmas para todos os anos de experiência. A variável dependente, o estado conjugal, tem três categorias: '0' para aquela que permanece solteira naquele ano, '1' para a que constitui um casamento formal, e '2', para uma união consensual.

O Modelo 1 desta análise, que enfatiza a cultura e recursos individuais, sugere que a identidade racial tem forte influência sobre o casamento e o tipo de casamento. As mulheres negras apresentam tendência menor para o casamento formal do que as mulheres brancas (o coeficiente é -.622 para uniões formais e .392 para as informais), e a situação é quase a mesma para as mulheres pardas (-.218 e .371, respectivamente). As mulheres de origem asiática, por outro lado, não são tão diferentes das mulheres brancas em relação ao casamento formal e à possibilidade de permanecerem solteiras (o coeficiente para o casamento formal não é significativo); mas são bem menores as suas chances de constituir casamentos informais (-2.398). O fato de que os sinais dos coeficientes mudam, dependendo do tipo de casamento, sugere que certas opções são mais proeminentes conforme a formação cultural da mulher. É óbvio que o casamento informal é uma opção bem mais prevalente para mulheres negras e pardas do que para mulheres brancas ou para as de origem asiática.

As medidas de fatores estruturais nesse primeiro modelo, no qual levamos em conta residência urbana e ano de nascimento, são semelhantes no sentido de que elas reduzem as chances de constituição de casamentos formais e aumentam aquelas de uniões consensuais (os coeficientes de residência urbana são -1.189 para o casamento formal, e .460 para o informal; as do ano de nascimento são -.011 e .058, respectivamente). Estes

fatores, altamente significativos, podem ser considerados como índices de enfraquecimento da influência da tradição no tempo e no espaço.

As medidas dos recursos individuais parecem prever muito bem as chances de se constituir um casamento formal ou informal contra a possibilidade de permanência como solteira. Os anos de escolaridade reduzem as probabilidades de escolha de qualquer tipo de casamento, mas o efeito é maior na redução das chances de se constituir uma união informal (os coeficientes são -.032 para as formais, e -.133 para as consensuais). O fator escolaridade influencia a forma de utilização do tempo de uma pessoa (se está estudando ou não) e também suas expectativas futuras (ao associá-lo como investimento para posterior experiência no mercado de trabalho e com a acumulação de bens).

Tentamos levar em conta o papel da riqueza incluindo uma variável binária relativa à renda não-salarial, que teve o efeito inesperado de reduzir a probabilidade de se estabelecer um casamento formal e de aumentar a de casamento informal. Esse resultado contradiz não só a nossa expectativa como a de outras pesquisas que analisam a relação entre os fatores socioeconômicos e a escolha do tipo de união. É possível existir uma heterogeneidade entre as mulheres que se casam informalmente que, no entanto, não conseguimos captar nesse modelo. Também é possível que, *ceteris paribus*, as raras mulheres que têm renda não-salarial e uma independência financeira maior possam ter uma preferência pelo casamento informal.

As últimas medidas de recursos individuais no Modelo 1 são os grupos de idade. Estes foram considerados recursos individuais porque a idade de uma pessoa está fortemente ligada a outros eventos no percurso de sua vida. Eventos estes, capazes de influenciar a posição de uma mulher na negociação do seu casamento. As mulheres de 14 a 19 anos

de idade têm chances menores de se casar quando comparadas à categoria de referência da faixa de 20 a 24 anos (-.871 e -.860, para a união formal e consensual, respectivamente). A partir dos 25 anos, porém, começam a divergir os efeitos da idade sobre a possibilidade de se estabelecer um casamento formal ou informal. As mulheres mais velhas apresentam disposição cada vez menor para o casamento formal, em relação às mulheres na categoria de referência, mas têm chances maiores de constituir uniões consensuais até os 35-39 anos (-1.533 para o primeiro tipo de união e .188, para o último). A partir dessa idade - e comparando-as com aquelas de 20 a 24 anos -, voltam a ter probabilidade menor de se casar informalmente do que permanecer solteiras. Parece que o casamento informal continua a ser uma opção depois das idades convencionais para o casamento, enquanto o casamento formal é mais restrito às mulheres que têm entre 20 e 25 anos.

O Modelo 2 acrescenta fatores estruturais que atenuam algumas das outras influências, tais como a razão dos sexos, região e taxas femininas de participação no mercado de trabalho. Mulheres que trabalham têm reduzidas as chances de se casarem formalmente contra permanecerem solteiras, enquanto aumenta a possibilidade de constituir uma união consensual (-3.945 e 3.167, para os dois tipos de uniões, respectivamente). Os coeficientes da razão dos sexos, a variável mais importante para o nosso argumento, são muito interessantes: um número maior de homens aumenta sensivelmente a possibilidade de uma mulher casar formalmente (.966), ao invés de fazê-la permanecer solteira. Ao mesmo tempo, isso não parece ter qualquer efeito sobre a distinção entre o casamento informal e a possibilidade de não casar. O fato de as opções de não casar ou constituir um casamento informal serem influenciadas da mesma maneira pela oferta de parceiros potenciais

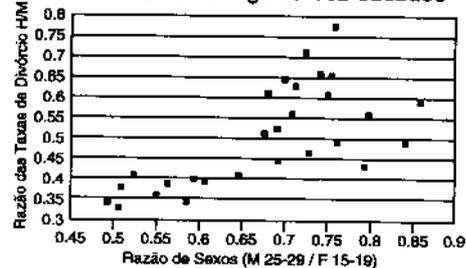
sugere que o casamento informal é mais semelhante ao estado de solteira do que o é o casamento formal.

O efeito da raça é reduzido pelo acréscimo de variáveis representando as regiões, em parte por causa da concentração de negros no Nordeste e de brancos, no Sul. Em relação a mulheres do resto do país, as do Nordeste têm chances menores de constituir casamentos formais e outras um tanto maiores de uniões consensuais do que de ficarem solteiras (o coeficiente para o primeiro tipo de casamento é  $-.095$ , e para o último, de  $.173$ ). Esse efeito é fortemente ampliado entre as mulheres que residem no Norte, onde as possibilidades de constituírem casamento informal parecem ser as maiores do país ( $-.309$  contra  $.633$  para os dois tipos de casamento). O efeito é espelhado no Sul, onde, em relação a qualquer outro lugar do país, é muito mais provável o casamento formal do que a permanência no estado de solteira ( $.154$  e  $-.037$ ).

Os efeitos dos recursos socioeconômicos individuais são parecidos com os do Modelo 1. A escolaridade reduz as chances de constituição de um casamento de qualquer tipo em relação àquelas de permanecer solteira. Ter renda não-salarial faz com que as mulheres entrem menos em casamentos formais e mais em uniões consensuais, ao invés de ficarem solteiras, talvez em parte porque a variável renda não-salarial seja uma medida de riqueza *atual* (na época da pesquisa) que imputamos ao passado das mulheres da amostra.

Mais uma vez, neste Modelo 2, fazer parte da faixa etária mais nova reduz as chances de qualquer tipo de casamento para as mulheres, em comparação às de 20 a 24 anos de idade. Entre 25 e 40 anos, porém, são maiores as possibilidades de estabelecerem um casamento formal do que de permanecerem solteiras. Os efeitos negativos da idade nas possibilidades de se constituir um casamento

**Gráfico 6**  
Razão de Sexos e Razão de Divórcios de Homens e Mulheres Alguma Vez Casados



formal tornam-se cada vez mais fortes e são sempre significativos.

A última evidência de que um mecanismo de reciclagem pode servir como solução à compressão do mercado matrimonial no Brasil é apresentada no Gráfico 6. O gráfico usa dados censitários de 1980. No eixo X, fazemos constar a razão dos sexos em nível estadual, ou o número de homens de 25 a 29 anos de idade dividido pelo de mulheres de 15 a 19 anos. No eixo Y, razão das taxas de divórcio para homens e mulheres. O índice que usamos é:

$$\frac{\text{Total de Homens Divorciados/Total de Homens Alguma Vez Casados}}{\text{Total de Mulheres Divorciadas/Total de Mulheres Alguma Vez Casadas}}$$

Este gráfico mostra que o índice aumenta quando a razão dos sexos em nível estadual aumenta. Em outras palavras, quando a oferta de homens aumenta, as taxas *masculinas* de divórcio ficam mais parecidas com as das mulheres. Quando a falta de homens no mercado de casamento é reduzida, torna-se mais fácil para as mulheres se casarem, permanecerem casadas ou se casarem pela segunda ou terceira vez, e torna-se mais difícil para os homens conseguirem os mesmos objetivos.

## Conclusões

É difícil descrever uma situação que envolva os dois sexos com dados

sobre as experiências de apenas um. As hipóteses demonstradas deveriam ter sido examinadas diretamente com dados sobre as histórias conjugais tanto de homens como de mulheres. Porém, na ausência de tais dados, acreditamos que, em sua totalidade, as evidências reunidas a partir de retalhos da PNAD-84 de 1984 e dos censos de 50, 60, 70 e 1980 são convincentes. Tais evidências demonstram que, no contexto da elevada instabilidade conjugal que existe no Brasil, a compressão do mercado matrimonial tem sido resolvida com um aumento na reciclagem dos homens, através de uniões múltiplas. Como as uniões informais são as mais instáveis, houve um aumento deste tipo de casamento, aliás em constante crescimento.

Em razão do elevado nível de instabilidade conjugal no Brasil, é evidente que, juntas, as uniões informais e a asso-

ciada "reciclagem" de parceiros, especialmente de homens, formam uma solução razoável para problema da compressão.

Essa forma de solução para a compressão do mercado matrimonial pode ser observada em outras sociedades da América Latina com incidências elevadas de casamento informal e alta instabilidade conjugal. Outras sociedades com condições diferentes no mercado de casamento têm reagido diferentemente, com reduções nas diferenças de idade entre os parceiros e aumentos da prevalência de poliginia. Porém, o que tentamos mostrar aqui é que um aumento na taxa de formação e dissolução de uniões informais pode ser um mecanismo a mais para uma sociedade solucionar a questão da compressão do seu mercado matrimonial.

---

## Notas

- (1) A idéia de que o casamento informal é influenciado pelo capital humano e outros recursos disponíveis a homens e mulheres foi também pesquisada por Grosbard-Schechtman (1982), na análise dos fatores que determinam o casamento informal na Guatemala. Em outro trabalho, essa autora sugere que o aumento da incidência de coabitação nos Estados Unidos pode ser conseqüência de uma compressão do mercado matrimonial (1985).
- (2) O leitor pode pedir aos autores estimativas de modelos com outras medidas da compressão do mercado matrimonial.
- (3) Resolvemos não excluir a variável da análise porque ela é interessante do ponto de vista teórico. Representa a nossa tentativa de medir o efeito da incerteza econômica nos padrões de casamento.

---

## Referências bibliográficas

- ALDRICH, J.H. & FORREST, D. N. *Linear probability, logit, and probit models*. Beverly Hills: Sage Publications, 1984. (University Paper Series on Quantitative Applications in the Social Sciences.).
- ALLISON, P.D. Discrete-time methods for the analysis of event histories. *Sociological Methodology*, 1982. p. 61-98.

- \_\_\_\_\_. *Event history analysis: regression for longitudinal event data*. Beverly Hills, CA: Sage Publications, 1984.
- BERGSTROM, T. & LAM, D. *The two-sex problem and the marriage squeeze in an equilibrium model of marriage markets*. Dept. of Economics, University of Michigan, 1989. (Mimeo).
- BERQUÓ, E. S. Nupcialidade da população negra no Brasil. *Textos NEPO*, Campinas, n. 11, p. 7-44, ago. 1987.
- BERQUÓ, E. S. & LOYOLA, M. A. União dos sexos e estratégias reprodutivas no Brasil. *Revista Brasileira de Estudos de População*, v.1, n. 1/2, jan./dez. 1984.
- CALDWELL, J., REDDY, P.H. & CALDWELL, P. The causes of marriage change in South India. *Population Studies*, v. 37, p. 343-361, 1983.
- CASTRO, M.G. & SIMÕES, C. Características da família no Brasil e nas Regiões Metropolitanas. *Revista Brasileira de Estatística*, Rio de Janeiro, v. 41, p. 3-54, 1980.
- FIBGE - FUNDAÇÃO INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. *Avaliação do suplemento Fecundidade da PNAD-84: relatório final*. Rio de Janeiro: FIBGE, 1987.
- GOLDANI ALTMANN, A. M. Padrões e tendências da nupcialidade no Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 2, Águas de São Pedro, out.1980. *Anais...* São Paulo: ABEP, 1981, p. 343-415
- GOLDMAN, N. & PEBLEY, A. The legalization of consensual unions. *Social Biology*, v. 28, n. 1/2, p. 49-61, 1981.
- GREENE, M.E. *The importance of being married: marriage choice and its consequences in Brazil*. Dissertation (Doctoral), University of Pennsylvania, 1991.
- GREENE, W. H. *LIMDEP: Version 5*, New York, 1988.
- GROSSBARD-SHECHTMAN, S. A. A theory of marriage formality: the case of Guatemala. *Economic Development and Cultural Change*, v. 30, p. 813-830, (1982).
- GUERTECHIN, T. L. de. *Perfil familiar no Brasil*, 1986. (Trabalho não publicado.).
- GUTTENTAG, M. & SECORD, P.F. *Too many women?*. Beverly Hills: Sage, 1983.
- HENRIQUES, M.H.F.T. Uniãos legais e consensuais: incidência e fecundidade na América Latina. *Revista Brasileira de Estatística*, Rio de Janeiro, v. 41, n. 164, p. 499-529, out./dez. 1980.
- HEREDIA, O.C. & HEREDIA, N. G. *Coabitação: uma alternativa ao casamento tradicional?*. São Leopoldo, 1983.
- HOFFMAN, S.D. & DUNCAN, G.J.. Multinomial and conditional logit discrete-choice models in Demography. *Demography*, v. 25, p. 415-427, 1988.
- KOGUT, E. L. *Análise econômica do fenômeno demográfico no Brasil*. 1 ed., Rio de Janeiro: Instituto de Documentação/ Editora da Fundação Getúlio Vargas, 1976. (Tradução de Geni Hirata.)
- LAZO, A.C.G. V. *Avaliação das histórias das uniões do Suplemento de Fecundidade da PNAD-84 do Estado de São Paulo*. Novo Friburgo, 1988. (Apresentado no Seminário de Avaliação das PNADs da Década de 1980).
- MCLANAHAN, S. S. *The two faces of Divorce: women's and children's interests*. Madison: Center for Demography and Ecology Working Paper, 1989.
- MORTARA, G. Índices da frequência das uniões consensuais livres em alguns estados do Brasil. *Revista Brasileira de Estatística*, Rio de Janeiro, v. 27, n. 66, p. 8186, abr./jun. 1956.
- OLIVEIRA, M.C.F.A. de & BERQUÓ, E.S. A família no Brasil: análise demográfica e tendências recentes. In: ANPOCS, *Ciências Sociais Hoje*, São Paulo: Vértice/ Editora Revista dos Tribunais/ANPOCS, 1990.
- POLLAK, R. A. Two-sex demographic models. *Journal of Political Economy*, v. 98, n. 2, p. 399-420, 1990.
- QUINTEIRO, M. da C. *Casados não-casados: uniões consensuais nas camadas médias e populares*. 1988. (Trabalho não publicado).
- RAO, V. & GREENE, M.E. *Marital instability, intra-household bargaining, and their implications for fertility in Brazil*. *Population Studies*

- dies Center, University of Pennsylvania, 1990.
- RAO, V. *The rising price of husbands: a hedonic analysis of dowry increases in rural India*. Chicago: Economics Research Center/University of Chicago, sep. 1991. (Discussion Paper Series.)
- RAO, V. Dowry 'inflation' in Rural India: a statistical investigation. *Population Studies*, 1994.
- SILVA, N. do V. Padrões de nupcialidade no Brasil (1940-1970). *Boletim Demográfico*. v. 9, n. 4, p. 525, 1979.
- WATKINS, S.C. Regional patterns of nuptiality in Europe, 1870-1960. *Population Studies* 35, p. 199-215, 1981.
- WOOD, C.H. & CARVALHO, J.A.M. de. *The demography of inequality in Brazil*. New York: Cambridge University Press, 1988.

**RESUMO – A compressão do mercado matrimonial e o aumento das uniões consensuais no Brasil.** *No mundo inteiro, como resultado de queda na taxa de mortalidade, as populações passam por períodos de escassez de um sexo ou outro na faixa etária em que o casamento geralmente acontece. As soluções para o problema variam conforme o contexto cultural: em diversas partes do mundo, a redução na diferença entre as idades do marido e da mulher, ou os aumentos no valor dos dotes (Índia) e a poliginia (África) são alguns dos mecanismos de restabelecimento do equilíbrio do mercado de casamento. A hipótese deste trabalho é que, no Brasil, por meio de um mecanismo de "reciclagem" dos homens, através do aumento da constituição de uniões informais - extremamente instáveis - é possível a obtenção de um equilíbrio no mercado de casamento. Com dados dos censos das últimas décadas e da PNAD-84, apresenta-se a relação entre a compressão do mercado matrimonial e o aumento do número de casamentos informais. Uma análise de riscos competitivos, para a mulher, das chances de permanência no estado de solteira ou de constituir um casamento formal ou um informal fornece evidências de que a compressão tem afetado tanto a possibilidade de qualquer forma de casamento como o tipo de casamento constituído.*

**ABSTRACT – The marriage squeeze and the rise in informal marriage in Brazil.** *Throughout the world, populations experience shortage of one sex or the other in the age group in which people generally marry, usually as a result of a decline in mortality. The solutions to this problem vary with the cultural context: reduction in the age difference between husband and wife, increase in the value of dowries, and polygamy are three ways of reestablishing an equilibrium in the marriage market. Our hypothesis is that in Brazil the marriage market is balanced by the "recycling" of men through instable consensual union. With census data from the last forty years and the PNAD of 1984, we show the link between the marriage squeeze and the increase in the number of informal marriage. A competing risks analysis of the chance of remaining single versus entering a formal marriage or consensual union provides evidence that the marriage squeeze has affected both the possibility of entering any type of union and the type of marriage entered.*

Recebido para publicação em 03/07/93.  
Aprovado para publicação em 22/12/93.