

**BEM-ME-QUER, MAL-ME-QUER: RAÇA/COR, EDUCAÇÃO E SELETIVIDADE MARITAL FEMININA NO BRASIL EM 2010**

Luciene A. F. B. Longo\*  
Paula Miranda-Ribeiro\*\*

**RESUMO**

Este artigo tem três objetivos: o primeiro é identificar se há associação entre as uniões intra e inter-raciais e a escolaridade dos cônjuges no Brasil; o segundo é esclarecer se, nessa associação, o tipo de união importa; e o terceiro é verificar se a seletividade marital feminina por raça/cor é compensada por diferenças na escolaridade. Os dados são provenientes do Censo Demográfico de 2010 e são utilizados modelos log-lineares. As análises são feitas para o conjunto de mulheres de 20 a 29 anos e seus maridos/companheiros. Os resultados sugerem que quanto maior é a diferença de escolaridade e raça/cor entre o casal, menores são as chances de união; as uniões inter-raciais são mais comuns entre as mulheres em união consensual, se comparadas às casadas; e as diferenças raciais parecem ser compensadas por diferenças de escolaridade entre os parceiros.

**PALAVRAS-CHAVE:** Formação de união. Escolha de parceiro. União inter-racial. Educação. Brasil.

**ABSTRACT**

The objective of this paper is threefold. Firstly, we aim to identify the association between intra- and inter-racial unions and schooling in Brazil. Secondly, we assess whether type of union (formal versus informal) matters. Thirdly, we investigate whether marital selectivity by race/skin color among females is compensated by differences in schooling. Data come from the 2010 Demographic Census and log linear models were used. Women 20-29 years-old and their spouses were analyzed. Results suggest that the larger the differences in schooling and skin color, the smaller the chances to be in union; inter-racial unions are more common among women in consensual unions, if compared to those formally married; and racial differences seem to be compensated by differences in schooling between spouses.

**KEY WORDS:** Union formation. Partner choice. Inter-racial union. Education. Brazil.

\* Tecnologista em Informações Geográficas e Estatísticas do IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. [luciene.longo@ibge.gov.br](mailto:luciene.longo@ibge.gov.br).

\*\* Professora Associada, Departamento de Demografia e Cedeplar, Universidade Federal de Minas Gerais; bolsista de produtividade do CNPq. [paula@cedeplar.ufmg.br](mailto:paula@cedeplar.ufmg.br).

## BEM-ME-QUER, MAL-ME-QUER: RAÇA/COR, EDUCAÇÃO E SELETIVIDADE MARITAL FEMININA NO BRASIL EM 2010

Luciene A. F. B. Longo\*  
Paula Miranda-Ribeiro\*\*

### 1 INTRODUÇÃO

A união entre mulheres e homens ainda é a forma mais comum de dar início a uma família. As uniões podem ocorrer tanto entre mulheres e homens com características semelhantes (uniões endogâmicas ou homogâmicas), quanto entre aqueles que têm características distintas (uniões exogâmicas ou heterogâmicas). No Brasil, a única obrigatoriedade é que os casamentos sejam exogâmicos para parentes próximos – por exemplo, irmãos não podem se casar. Para as demais características, não há restrições, podendo haver casamentos endo ou exogâmicos do ponto de vista racial, da religião, das classes sociais, dos grupos de idade, etc.

As uniões exogâmicas com relação à raça ou cor, também chamadas de uniões inter-raciais, têm aumentado ao longo do tempo no Brasil. Em 1980, apenas 21% das uniões eram inter-raciais. Onze anos depois, a proporção passou para 25,5%, chegando a 31,9% em 2000 (LONGO, 2011). A comparação entre 1960 e 2000 revela que não só os casamentos inter-raciais estão aumentando no país, como também há uma tendência maior de crescimento de casamentos entre brancos e pardos, seguido de casamentos entre pardos e pretos e, em menor proporção, os casamentos entre brancos e pretos (RIBEIRO, SILVA, 2009; PETRUCCELLI, 2001).

A teoria sociológica mais utilizada em estudos sobre as uniões inter-raciais se baseia nas trocas sociais e foi desenvolvida originalmente e de forma mais geral por Merton (1941) e Davis (1941) e, posteriormente, aprimorada por Kalmijn (1993) e Fu (2001), que mostram efetivamente sua aplicação para uniões inter-raciais. Segundo essa vertente, os casamentos/uniões inter-raciais têm um custo social que pode ser

\* Tecnologista em Informações Geográficas e Estatísticas do IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. [luciene.longo@ibge.gov.br](mailto:luciene.longo@ibge.gov.br).

\*\* Professora Associada, Departamento de Demografia e Cedeplar, Universidade Federal de Minas Gerais; bolsista de produtividade do CNPq. [paula@cedeplar.ufmg.br](mailto:paula@cedeplar.ufmg.br).

compensado com a troca de características e *status* social. Indivíduos de raça/cor de baixo *status* social – entendidas como categorias de raça/cor historicamente discriminadas (pretos e pardos) – que se unem a indivíduos de raça/cor de alto *status* social, têm que compensar essa diferença por meio de alguma qualidade superior de suas características sociodemográficas. Embora as uniões inter-raciais sejam normalmente interpretadas como a quebra das barreiras raciais, há um peso da cor mais escura, que tende a ser considerada como desvantagem, levando o indivíduo a ter que compensar sua posição no casamento com alguma outra característica reveladora de *status* social – por exemplo, uma escolaridade maior (TELLES, 2003).

A escolha do cônjuge ou parceiro é fundamental para entender a formação das uniões. Para que se possa ir além do despetalar de flores no jogo do bem-me-quer, mal-me-quer, três fatores devem ser levados em conta nessa escolha: as preferências individuais relacionadas às características do potencial do parceiro; a capacidade de interferência do grupo ao qual o indivíduo pertence durante o processo de escolha; e a composição do mercado matrimonial, ou seja, a oferta de potenciais cônjuges ou companheiros, a qual limita as oportunidades de escolha (KALMIJN, 1998).

Tomando em conta a perspectiva das mulheres, há um componente racial que as diferencia no mercado de casamento. Se comparadas às brancas e pardas, as pretas se casam mais tarde e há, entre elas, uma maior proporção de celibato e de viuvez (BERQUÓ, 1988, 1991; COSTA, 2002). As mulheres pardas também possuem altos percentuais de solteiras e viúvas, principalmente se comparadas às mulheres brancas. Já entre os homens, apesar do alto percentual de solteiros entre pardos e pretos, há uma menor proporção de viúvos em todas as categorias de raça/cor (GODINHO, MAMERI, 2002; VALLIN, 2004).

Diante desse quadro, são três os objetivos deste artigo: o primeiro é identificar se há associação entre as uniões intra e inter-raciais e a escolaridade das mulheres e seus maridos ou companheiros no Brasil; o segundo é entender se o tipo de união (formal ou consensual) tem importância; o terceiro objetivo é verificar se a seletividade marital feminina por raça/cor é compensada por diferenças na escolaridade. Todas as análises são feitas para o conjunto de mulheres de 20 a 29 anos e seus parceiros. Foram utilizados modelos log-lineares e microdados do Censo Demográfico de 2010.

O artigo está dividido em cinco seções. Após essa introdução, a segunda seção trata brevemente da importância da escolaridade dos parceiros, enquanto a terceira discorre sobre os dados e a metodologia. A seção 4 traz os resultados e, por fim, a seção 5 apresenta os comentários finais. Os resultados sugerem que, quanto maior é a diferença de escolaridade e raça/cor entre o casal, menores são as chances de união. Além disso, as uniões inter-raciais são mais comuns entre as mulheres em união consensual, se comparadas às casadas. Finalmente, as diferenças raciais parecem ser compensadas por diferenças de escolaridade entre os parceiros.

## 2 A IMPORTÂNCIA DA ESCOLARIDADE DOS PARCEIROS

A educação é a característica mais estudada quando se fala em formação das uniões. Entre 1980 e 1990, nos Estados Unidos, as chances de casamentos inter-raciais eram maiores entre os casais de maior escolaridade, embora os casamentos inter-raciais tendessem a ser endogâmicos do ponto de vista educacional. Se um dos parceiros tivesse baixo *status* racial, mas um alto nível de escolaridade, ele ou ela tenderia a se casar com um(a) parceiro(a) de um grupo racial de alto *status*, porém com um nível mais baixo de escolaridade (QIAN, 1997). Mais recentemente, um estudo revela que mulheres brancas que se casam com homens negros têm maiores chances de estarem numa união hipergâmica, ou seja, casadas com parceiros com maior escolaridade, se comparadas com mulheres brancas casadas com homens brancos, o que corrobora a teoria das trocas sociais (GULLICKSON, 2006). Observa-se, ainda, que indivíduos de nível universitário preferem se casar com parceiros de mesmo nível educacional, ou seja, há uma homogamia educacional entre pessoas de maior escolaridade. Já as pessoas com níveis de escolaridade intermediários são mais propensas a se casar com parceiros de um nível educacional distinto do seu (SCHWARTZ; MARE, 2005).

No Brasil, as uniões inter-raciais ocorrem de forma muito mais intensa entre os segmentos mais pobres da população, concentrando-se principalmente na região Nordeste, onde residem tanto uma maior proporção de negros quanto da população em maior desvantagem social (TELLES, 2003). Observa-se também uma diminuição nas barreiras para casamentos entre indivíduos com níveis de escolaridade diferentes e de raça/cor distinta entre 1960 e 2000. Entretanto, a diminuição dessas barreiras não se deu

de forma igualitária entre os grupos educacionais, pois as barreiras de escolaridade continuam bastante fortes entre grupos com anos de estudo muito distintos, mesmo que não haja diferenças raciais entre os cônjuges (RIBEIRO; SILVA, 2009).

Além da escolaridade dos parceiros, a escolaridade dos pais também está associada à formação da união dos filhos no tocante à questão racial. Quanto maior for a escolaridade dos pais, maior será a chance dos filhos se unirem a parceiros de mesma raça/cor. No entanto, no Brasil o aspecto cultural (racial) parece ser mais forte que o econômico (educacional) (TOMÁS, 2012).

Como está a situação atual da relação entre raça e educação no que tange às uniões no Brasil? O que dizem os dados do Censo de 2010? Antes de responder a essas perguntas, é preciso discorrer sobre os dados e detalhar a metodologia utilizada.

### 3 DADOS E METODOLOGIA

Os dados utilizados aqui são provenientes do Censo Demográfico de 2010 (microdados). O processamento foi realizado através do pacote estatístico Stata, versão 10.

O Censo Demográfico permite que um indivíduo seja classificado como branco, preto, pardo, amarelo ou indígena. Para fins deste trabalho, foram analisadas apenas as três primeiras categorias, que englobam 98,5% da população brasileira. Com relação à declaração, cabe uma nota de cautela: Apenas um membro do domicílio responde o questionário do censo, fornecendo as informações sobre si próprio(a) e todos os demais moradores daquele domicílio. Sendo assim, a declaração racial/de cor de um dos cônjuges tem grande chance de ter sido dada por outra pessoa, principalmente por seu esposo(a) ou companheiro(a). Com isso, essa declaração pode sofrer um viés decorrente da pessoa entrevistada ser um respondente próximo. As proporções de uniões intrarraciais podem estar sobrestimadas, caso os parceiros sejam de raça/cor “próximas”, mas se vejam na mesma categoria – por exemplo, brancos e pardos ou pardos e pretos, ao passo que as uniões inter-raciais, pelos mesmos motivos, podem ser subestimadas. O contrário também pode ocorrer.

Ainda com relação à raça/cor, é importante destacar que o conceito de raça é construído social e culturalmente, não tendo qualquer significado biológico (PENA,

2007). Mesmo que o conceito seja passível de questionamentos, as diferenças de cor da pele e características físicas continuam sendo importantes para a escolha dos casais e, portanto, precisam ser mais bem entendidas.

A escolaridade das mulheres e de seus maridos ou companheiros foi medida através da variável “nível de instrução”. É importante ressaltar que essa é uma mudança em relação aos censos anteriores. Até o Censo 2000, essa informação era obtida através da variável “anos de estudo”. No entanto, houve mudanças na captação das características de escolaridade pelo Censo 2010 e não é possível obter os anos de estudo.

Como o *status* educacional é uma variável que pode ser alterada ao longo da vida de um indivíduo, algumas considerações são importantes. Em primeiro lugar, torna-se necessário delimitar o foco da análise sobre as uniões inter-raciais com base em um corte etário, para evitar distorções nos resultados provenientes de mudanças na escolaridade. Por isso, foi escolhida a coorte de mulheres de 20 a 29 anos. Em segundo lugar, é importante captar a escolaridade dos parceiros o mais próximo possível do início da união. Como a idade, a primeira união varia pouco e, em 2000, era de 22,7 anos pelos dados censitários, que incluem uniões formais e informais (COSTA, 2004), e 24,4 anos segundo dados o Registro Civil (apenas as uniões formais), a análise da coorte de 20 a 29 anos permite captar com maior fidelidade a escolaridade dos parceiros no momento da união, tendo em vista que pouco tempo terá se passado entre a união e a coleta das informações censitárias. A mesma estratégia foi adotada por Gullickson (2006) para minimizar esse efeito. Além disso, deve-se considerar o fato de que não é possível obter no Censo Demográfico brasileiro o tempo de duração da união e a sua ordem, ou se a união corrente é a primeira. Nesse caso, ao considerar apenas as mulheres da coorte 20 a 29 anos, pode-se ter uma aproximação considerada satisfatória da situação na primeira união.

No que tange à modelagem, foram utilizados modelos log-lineares, que analisam as células de uma tabela de contingência - em termos das associações entre as variáveis - que são utilizadas para descrever a associação entre duas ou mais variáveis categóricas e são importantes por agruparem observações individuais em tabelas resumidas. Quando a relação entre as variáveis de uma tabela de contingência é conhecida e é possível identificar qual variável é a resposta e qual variável é explicativa,

o modelo mais coerente para fazer essa análise é logístico. No entanto, quando não se consegue determinar qual variável exerce efeito sobre a outra, como no caso das uniões intra e inter-raciais e demais características (tais como escolaridade, *status* marital ou religião), o modelo mais adequado é o log-linear, exatamente por identificar quais associações existem entre as variáveis (AGRESTI, 1990; OLIVEIRA, 2006). Soma-se a isso o fato de que, quando se tem tabelas de dimensões maiores que dois e se deseja explorar relações mais complexas, as tabelas de contingência e os modelos log-lineares são ideais (POWERS; XIE, 2000). Finalmente, a maioria dos trabalhos que fazem a análise de endo ou exogamia utiliza o modelo log-linear (SILVA, 1987; QIAN, 1997; FU, 2001; KALMIJN, FLAP, 2001; GULLICKSON, 2006; OLIVEIRA, 2006; RIBEIRO, SILVA, 2009).

Para se saber qual é o modelo que melhor se ajusta aos dados trabalhados, é necessário utilizar alguns testes estatísticos de qualidade de ajuste. As principais estatísticas usadas nesse tipo de modelagem são a razão de log-verossimilhança (representado por  $L^2$  ou  $G^2$ ), usada para identificar as diferenças entre o modelo usado, ou seja, os valores estimados e os dados observados; e o *Bayesian Information Criterion* (BIC), usado principalmente em grandes amostras, pois a razão de log-verossimilhança pode produzir alguns resultados insatisfatórios já que, em grandes amostras, é mais fácil aceitar modelos mais complexos pelo fato de que se torna mais difícil detectar uma melhora “real” no ajuste provocada pela inclusão de uma variável (POWERS; XIE, 2000). De qualquer forma, as duas estatísticas serão mostradas.

A estatística  $L^2$  é definida como

$$L^2 = 2 \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^J f_{ij} \log(f_{ij} / \hat{F}_{ij}) \quad (1)$$

em que  $f_{ij}$  se refere à frequência observada de cada célula e onde  $\hat{F}_{ij}$  se refere à frequência esperada de cada célula. Os graus de liberdade são calculados pela diferença entre o número de células (IJ) e o número de parâmetros ajustados.

Já a estatística BIC é dada por

$$\text{BIC} = L^2 - df \log n \quad (2)$$

Como  $L^2$  é bastante sensível aos graus de liberdade do modelo, a expressão (2) “penaliza” mais  $L^2$ , por cada grau de liberdade ( $df$ ), para uma amostra maior do que para uma amostra menor, dado que  $n$  é o tamanho da amostra. Nesse caso, quanto menor o valor de BIC, mais o modelo se ajusta aos dados observados.

Andrade (1997) utiliza outra estatística,  $R^2$ , para avaliar o quanto a utilização de um modelo mais complexo, que incorpora as interações a serem testadas, melhora a explicação das frequências observadas em relação ao modelo de independência. Essa estatística é feita a partir dos valores de  $L^2$  dos modelos e pode ser definida por

$$R^2 = \left( 1 - \frac{L_c^2}{L_i^2} \right) * 100 \quad (3)$$

em que  $L_c^2$  é o  $L^2$  do modelo mais complexo e  $L_i^2$  é o  $L^2$  do modelo de independência. Essa estatística, associada ao menor valor de BIC, indica qual dos modelos testados é o que se ajusta melhor aos dados reais. Para o modelo de independência total, seu valor é zero; para o modelo saturado, seu valor é 100.

No caso deste trabalho, há quatro variáveis envolvidas para elaboração das tabelas para cada tipo de união: raça/cor do marido, raça/cor da esposa, escolaridade do marido e escolaridade da esposa. Os modelos serão estimados partindo-se de um modelo de independência total e as interações entre as variáveis serão incluídas para tentar aproximar ao máximo do modelo saturado. Num primeiro momento, os modelos serão estimados utilizando o tipo de união como controle. Posteriormente, para cada tipo de união, serão estimados os mesmos modelos da análise geral. Em todas as análises, serão utilizados também os modelos topológicos.

Como o modelo saturado inclui muitas interações, uma das maneiras mais utilizadas e mais fáceis para entender associações entre as variáveis é estimar todos os parâmetros de interação não redundantes em tal modelo. Isso é feito agrupando as células com valores similares de chances relativas (*odds ratios*) em tipos ou níveis e,

assim, traçar as interações de acordo com um padrão ou nível, que pode ser expresso em forma de matriz (POWERS; XIE, 2000).

Assim, é possível comparar os dados observados de uma tabela de contingência com uma matriz que poderá indicar um padrão de associação entre as variáveis. No caso de casamentos, é muito comum usar os modelos de barreiras, como os modelos de Goodman (1972), também usados por Ribeiro e Silva (2009). Esses modelos pressupõem a existência de níveis entre as categorias que predizem as dificuldades de cruzamento. Por exemplo, o casamento de uma pessoa de 0-3 anos de escolaridade com outra de escolaridade maior que a dela torna-se mais difícil quanto maior for a escolaridade do parceiro. Esse nível mais difícil de transpor é representado pelo valor 1. Esse exemplo é dado para cinco níveis de escolaridade, cujas linhas da matriz representam os níveis de escolaridade de um dos cônjuges, enquanto as colunas representam os níveis de escolaridade do outro cônjuge. Nesse caso, as matrizes que podem ser expressas como:

0	1	1	1	1	0	0	1	1	1	0	0	0	1	1	0	0	0	0	1
1	0	0	0	0	0	0	1	1	1	0	0	0	1	1	0	0	0	0	1
1	0	0	0	0	1	1	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0	0	0	1
1	0	0	0	0	1	1	0	0	0	1	1	1	0	0	0	0	0	0	1
1	0	0	0	0	1	1	0	0	0	1	1	1	0	0	1	1	1	1	0

Essas matrizes podem ajustar-se bem a um modelo e, para se chegar ao melhor ajuste, no entanto, é necessário testar vários tipos de matrizes até se conseguir determinar o melhor tipo de padrão para a associação das variáveis. Essas tentativas livres para encontrar a melhor relação para as variáveis em estudo podem ser representadas pelos modelos topológicos (BIAGIONI, 2009). Os modelos topológicos para associação entre raça e escolaridade utilizados neste trabalho estão descritos a seguir.

O modelo Topo 1 diferencia, para cada casal intra ou inter-racial, um tipo de associação para a escolaridade. Essa associação pode ser descrita também como um tipo de barreira, pois quanto maior a diferença de escolaridade entre os cônjuges, mais difícil se torna a união, ou seja, a barreira entre o casal será maior. A dificuldade de

transposição dos níveis está representada pelos números. Como a união de pessoas de raça/cor diferentes também é mais difícil, essa diferença de valor será maior para casais inter-raciais, aumentando quanto maior for a diferença racial:

	0	1	2	3
- para casais intrarraciais	1	0	1	2
	2	1	0	1
	3	2	1	0

		1	2	3	4
- para casais “brancos e pardos” e “pardos e pretos”	2	1	2	3	
	3	2	1	2	
	4	3	2	1	

		2	3	4	5
- para casais “brancos e pretos”	3	2	3	4	
	4	3	2	3	
	5	4	3	2	

O modelo Topo 2 tem o mesmo pressuposto do modelo Topo 1. Cada nível de escolaridade, no entanto, teria um parâmetro diferenciado, aumentando quanto maiores forem as diferenças de escolaridade e raça/cor, totalizando 15 níveis. Essa quantidade de níveis se dá para mostrar que as barreiras educacionais existem, mas são mais fortes quanto maior a diferença racial entre os parceiros. Por exemplo, a homogamia educacional não é mesma entre os casais intra e inter-raciais (valores 0 para casais intrarraciais, 4 para casais “brancos e pardos”, etc.). O fato de ela ser 4 na segunda matriz indica que a homogamia educacional para brancos e pardos pode ser mais forte do que uma exogamia educacional entre casais intrarraciais (primeira matriz).

	0	1	2	3
- para casais intrarraciais	1	0	1	2
	2	1	0	1
	3	2	1	0

		4	5	6	7
- para casais “brancos e pardos”	5	4	5	6	
	6	5	4	5	
	7	6	5	4	

	8	9	10	11
- para casais “pardos e pretos”	9	8	9	10
	10	9	8	9
	11	10	9	8

	12	13	14	15
- para casais “brancos e pretos”	13	12	13	14
	14	13	12	13
	15	14	13	12

Já o modelo Topo 3 reproduz exatamente o modelo de barreiras de Goodman (1972), chamado *crossing*. Como as categorias da variável de escolaridade são 4, elimina-se a última linha e a última coluna de cada matriz apresentada no início desta seção. Como esse procedimento faz a segunda e a terceira matriz ser iguais, esse modelo só traz três tipos de matriz.

0	1	1	1	0	0	1	1	0	0	0	1
1	0	0	0	0	0	1	1	0	0	0	1
1	0	0	0	1	1	0	0	0	0	0	1
1	0	0	0	1	1	0	0	1	1	1	0

Nesse caso, o modelo topológico para raça/cor tem duas matrizes distintas:

0	0	1	0	1	1
0	0	1	1	0	0
1	1	0	1	0	0

Esse modelo incorpora todas as matrizes, como se fossem camadas, para a associação entre a raça/cor e a escolaridade dos cônjuges.

O modelo Topo 4, por sua vez, tenta reproduzir o modelo de barreiras educacionais de Goodman (1972) mostrado anteriormente, porém, com uma barreira mais forte para os níveis de escolaridade mais altos e já diferenciando pela conformação de raça/cor do casal.

	0	1	2	2	0	0	1	2	0	0	0	2
- para casais intrarraciais	1	0	0	0	0	0	1	2	0	0	0	2
	2	0	0	0	1	1	0	0	0	0	0	1
	2	0	0	0	2	2	0	0	2	2	1	0

- para casais “brancos e pardos” e “pardos e pretos”

	0	2	3	3	0	0	2	3	0	0	0	3
	2	0	0	0	0	0	2	3	0	0	0	3
	3	0	0	0	2	2	0	0	0	0	0	2
	3	0	0	0	3	3	0	0	3	3	2	0

	0	3	4	4	0	0	3	4	0	0	0	4
- para casais “brancos e pretos”	3	0	0	0	0	0	3	4	0	0	0	4
	4	0	0	0	3	3	0	0	0	0	0	3
	4	0	0	0	4	4	0	0	4	4	3	0

Finalmente, o modelo Topo 5 usa dois tipos de matriz, uma geral para escolaridade e outra para raça/cor. No entanto, ao serem usadas simultaneamente nos modelos, o efeito é o mesmo dos três primeiros modelos topológicos (B1, B2 e B3), reproduzindo um efeito combinado das associações das quatro variáveis (raça/cor da mulher, raça/cor do homem, escolaridade da mulher e escolaridade do homem). No caso da escolaridade, as categorias intermediárias teriam os mesmos valores e apenas a categoria de maior escolaridade apresentaria uma barreira maior de união àqueles de escolaridade mais baixa.

	0	1	2
- para raça/cor	1	0	1
	2	1	0

	0	1	1	2
- para escolaridade	1	0	1	1
	1	1	0	1
	2	1	1	0

#### 4 O QUE DIZEM OS DADOS DO CENSO 2010

Os modelos para escolaridade foram estimados a partir das variáveis de raça/cor da mulher (aqui representada pela letra F), raça/cor do homem (M), escolaridade da mulher (E), escolaridade do homem (H) e tipo de união (U). Tais modelos foram gerados desde o modelo de independência total, ou seja, aquele no qual não há associações entre as variáveis, até o modelo mais próximo ao saturado, que prevê todas as interações entre as variáveis. Como o modelo saturado é aquele que reproduz os dados observados, o qual não será mostrado aqui. Adicionalmente, também foram incluídos os modelos topológicos, descritos na seção anterior, buscando identificar as associações entre a raça/cor e a escolaridade do casal. Num primeiro momento, os modelos foram estimados e controlados pelo tipo de união (U – casadas e unidas). Posteriormente, foram estimados modelos para cada tipo de união separadamente.

A Tabela 1 apresenta os valores das estatísticas de ajuste para cada modelo estimado, considerando as informações do total das mulheres de 20 a 29 e seus maridos/companheiros. A escolha do melhor modelo foi feita pelo menor valor de BIC<sup>1</sup> e também pela estatística R<sup>2</sup>.

<sup>1</sup> A estatística BIC indica que, quanto menor o valor, mais o modelo se ajusta aos dados observados, conforme descrito na seção 3. No entanto, apesar de ser desejável que ela tenha valor negativo, como esta estatística é sensível ao tamanho da amostra, o modelo que mostra o melhor ajuste é aquele com o menor valor do BIC, ainda que este seja positivo. Caso o tamanho das observações fosse menor e supondo que todas as células da tabela de contingência fossem multiplicadas por uma constante menor do que 1, o número de observações se reduziria proporcionalmente em todas as células e a estatística BIC, por sua vez, daria um valor negativo. No entanto, todos os parâmetros estimados dos modelos seriam idênticos. Por essa razão, optou-se por utilizar o número de observações da amostra, sem alterações, mantendo os valores de BIC apresentados.

**Tabela 1 – Modelos log-lineares para raça/cor e escolaridade das mulheres de 20 a 29 anos e seus maridos ou companheiros - Brasil, 2010**

Modelos	Total			
	L <sup>2</sup>	df	BIC	R <sup>2</sup>
A1. Modelo de Independência Total	1643423	287	1641797	0,0
A2. Modelo de Independência Parcial (ou Marginal) (A1 + F, M, E, H)	717508	277	715940	56,3
A3. Modelo de Independência Parcial (ou Marginal) (A2 + U)	711213	276	709640	56,7
A4. Modelo com Interações (A2 + F*M, E*H)	135914	264	134419	91,7
A5. Modelo com Interações (A3 + F*M, E*H)	129618	263	128129	92,1
A6. Modelo com Interações (A2 + F*M*E*H)	70936	144	70121	95,7
A7. Modelo com Interações (A3 + F*M*E*H)	64641	143	63831	96,1
<b>Topológicos</b>				
B1. A2 + topo1 (diferenciais de níveis de raça/cor e escolaridade)	157332	271	155798	90,4
B2. A2 + topo2 (níveis únicos)	175715	262	174231	89,3
B3. A2 + topo3 (crossing - Goodman)	171863	271	170328	89,5
B4. A2 + topo4 (barreiras educacionais mais fortes)	359429	264	357934	78,1
B5. A2 + topo5 (diferenças específicas de raça/cor e escolaridade)	208203	272	206662	87,3

Fonte: Elaboração própria

O primeiro modelo, A1, é o de independência total ou nulo, ou seja, o modelo que considera não haver nenhuma associação entre as variáveis em estudo – raça/cor da mulher (F), raça/cor do homem (M), escolaridade da mulher (E) e escolaridade do homem (H). O modelo A2, também chamado de independência parcial, insere as variáveis de interesse (F, M, E e H) sem incluir nenhum tipo de interação entre elas. Nesse caso, há o controle pela variação das marginais da tabela. O modelo A3 é o mesmo tipo do modelo A2, incluindo o controle do tipo de união. O primeiro modelo a incluir as interações entre a raça/cor e a escolaridade do casal é o modelo A4. O modelo A5 é similar ao A4, incluindo o controle do tipo de união. Nos modelos A4 e A5, as interações apenas captam as associações separadamente, pois não consideram as interações de raça/cor e escolaridade simultaneamente. Já o modelo A6 avança e considera as interações das 4 variáveis entre si. Da mesma forma, o modelo A7 é o mesmo modelo A6, porém controlando pelo *status* marital. O controle do tipo de união é importante porque há diferenças consideráveis entre as mulheres casadas formalmente e as em união consensual.

Entre esses modelos, o que melhor se ajusta aos dados observados é o modelo A7, que possui o menor valor de BIC (63831) e a melhor explicação para os dados

observados em relação ao modelo de independência ( $R^2=96,1$ ), embora não seja um modelo muito parcimonioso, pois consome mais graus de liberdade que os outros modelos ( $df=143$ ), em função da quantidade de parâmetros estimados via suas diversas interações. Esses parâmetros serão interpretados mais adiante.

Apesar de os ajustes dos modelos topológicos serem piores dos que os dos modelos acima, vale destacá-los. O modelo B1 considera que, quanto maior a diferença de escolaridade dos cônjuges, menor é a chance de união. Da mesma forma, quanto maior for a diferença racial, menor a chance da união. O modelo B2 considera níveis únicos para cada tipo de casal, com uma topologia parecida ao do modelo B1 – a chance de união é distinta para cada uma das combinações de raça/cor e de escolaridade e é mais difícil quanto maiores forem as diferenças. Já o modelo B3 replica o modelo de barreiras de Goodman, assumindo que há um padrão de barreiras educacionais e de raça/cor, mas sem um padrão de diferenciação para cada nível, como no caso dos dois modelos anteriores (B1 e B2). O modelo B4 replica o modelo B3, porém considera barreiras mais fortes entre os dois níveis de escolaridade mais altos. Já o modelo B5 considera que os níveis intermediários de escolaridade são semelhantes e apenas o nível mais alto de escolaridade teria uma barreira maior às uniões. Os modelos B3, B4 e B5 bloqueiam as diagonais, considerando a homogamia homogênea, enquanto os modelos B1 e B2 consideram que a homogamia educacional é mais difícil quanto maior for a diferença racial.

O modelo B1, embora pior que o modelo A7, é o que tem o melhor ajuste entre os topológicos ( $BIC=155798$  e  $R^2=90,4$ ), sugerindo que a homogamia educacional não é homogênea. Portanto, esse resultado sugere que, comparados aos casais de mesma raça/cor, os casais inter-raciais têm mais dificuldade de se unir, mesmo quando os cônjuges têm a mesma escolaridade.

Os modelos que controlam por tipo de união são apresentados na Tabela 2. Nesse ajuste, foram excluídos os modelos de interações duplas por apresentarem um número muito grande de células nulas. Ao desagregar por tipo de união, algumas interações não possuem nenhuma observação, o que compromete o ajuste e inviabiliza a análise dos padrões de união. Portanto, permanecem apenas os modelos A1, A2 e A3, além dos cinco modelos topológicos.

Ainda segundo a Tabela 2, o modelo A3 é o que promove melhor ajuste para unidas e casadas (BIC=29249 e BIC=24945, respectivamente). Considerando os modelos topológicos, assim como aconteceu para o total de mulheres, também é o modelo B1 o que melhor se ajusta tanto para as unidas (BIC=44206 e  $R^2=95,0$ ) quanto para as casadas (BIC=35939 e  $R^2=95,1$ ).

Como o modelo A3 não conta com todas as interações e o modelo topológico promove um bom ajuste e explicação para o modelo, apenas os parâmetros do modelo topológico de melhor ajuste serão interpretados e discutidos.

De acordo com Powers e Xie (2000), os modelos log-lineares apresentam muitos parâmetros e cabe ao pesquisador separar os de interesse e substancialmente significativos daqueles menos importantes para o estudo. Sendo assim, optou-se por fazer uma análise mais centrada na significância e na direção que os resultados apontam.

IN PRESS

**Tabela 2 – Modelos log-lineares para raça e escolaridade das mulheres de 20 a 29 anos e seus maridos ou companheiros por tipo de união - Brasil, 2010**

Modelos - 2010	Unidas				Casadas			
	L <sup>2</sup>	df	BIC	R <sup>2</sup>	L <sup>2</sup>	df	BIC	R <sup>2</sup>
A1. Modelo de Independência Total	894344	143	893633	0,0	742783	143	742072	0,0
A2. Modelo de Independência Parcial (ou Marginal) (A1 + F, M, E, H)	299061	133	298400	66,6	299165	133	298504	59,7
A3. Modelo com Interações (A2 + F*M, E*H)	29846	120	29249	96,7	25541	120	24945	96,6
<b>Topológicos</b>								
B1. A2 + topo1 (diferenciais de níveis de raça/cor e escolaridade)	44843	128	44206	95,0	36575	128	35939	95,1
B2. A2 + topo2 (níveis únicos)	55220	119	54629	93,8	43348	119	42756	94,2
B3. A2 + topo3 (crossing - Goodman)	53457	128	52820	94,0	42992	128	42356	94,2
B4. A2 + topo4 (barreiras educacionais mais fortes)	134618	121	134017	84,9	144340	121	143739	80,6
B5. A2 + topo5 (diferenças específicas de raça/cor e escolaridade)	63767	129	63126	92,9	63403	129	62762	91,5

Fonte: Elaboração própria

Os resultados apresentados até aqui sugerem que o melhor modelo estimado é o A7. O modelo B1, da mesma forma, apresentou bom ajuste e, por isso, seus coeficientes também serão analisados.

O modelo A7 tem como referência os casais intrarraciais brancos e as homogâmias no nível mais baixo de escolaridade (valores iguais a 1). Todas as demais interações mostram pelos valores de seus coeficientes (*odds ratio*) que há uma associação importante entre raça/cor e escolaridade dos cônjuges e que essa associação é negativa, pois todos os demais valores, quando significantes, são menores que 1. Isso quer dizer que as chances de todos os demais tipos de união, em comparação com as categorias de referência citadas anteriormente, são menos prováveis, conforme indica a Tabela 3.

Além da associação negativa entre raça/cor e escolaridade dos cônjuges, os resultados indicam uma diferença importante quando se analisa a escolaridade dos parceiros. As uniões inter-raciais são mais raras quanto maiores forem os anos de escolaridade e, em certos casos, elas são tão raras que seus resultados não são significativos.

**Tabela 3 – Parâmetros (*odds ratios*) selecionados estimados para o modelo A7 para raça e escolaridade das mulheres de 20 a 29 anos e seus maridos ou companheiros – Brasil, 2010**

Raça/cor homem	Esc. da mulher	Esc. do homem	Odds ratio		
			Mulher branca	Mulher preta	Mulher parda
Branco	Sem inst. e fund. incompl.	Sem inst. e fund. incompl.	1,000	1,000	1,000
		Fund. compl. e médio incompl.	1,000	0,925	0,868
		Médio compl. e Sup. incompl.	1,000	0,811	0,827
		Superior compl.	1,000	0,727	0,558
	Fund. compl. e médio incompl.	Sem inst. e fund. incompl.	1,000	0,913	0,854
		Fund. compl. e médio incompl.	1,000	0,635	0,598
		Médio compl. e Sup. incompl.	1,000	0,613	0,644
		Superior compl.	1,000	0,387	0,395
	Médio compl. e Sup. incompl.	Sem inst. e fund. incompl.	1,000	0,892	0,830
		Fund. compl. e médio incompl.	1,000	0,663	0,592
		Médio compl. e Sup. incompl.	1,000	0,445	0,433
		Superior compl.	1,000	0,243	0,311
Superior compl.	Sem inst. e fund. incompl.	1,000	0,468	0,438	
	Fund. compl. e médio incompl.	1,000	0,258	0,300	
	Médio compl. e Sup. incompl.	1,000	0,256	0,249	
	Superior compl.	1,000	0,121	0,147	
Preta	Sem inst. e fund. incompl.	Sem inst. e fund. incompl.	1,000	1,000	1,000
		Fund. compl. e médio incompl.	ns	0,704	0,928
		Médio compl. e Sup. incompl.	ns	0,561	0,785
		Superior compl.	0,644	0,207	0,373
	Fund. compl. e médio incompl.	Sem inst. e fund. incompl.	0,895	0,733	0,817
		Fund. compl. e médio incompl.	0,712	0,490	0,527
		Médio compl. e Sup. incompl.	0,780	0,415	0,545
		Superior compl.	0,411	0,148	0,252
	Médio compl. e Sup. incompl.	Sem inst. e fund. incompl.	0,862	0,696	0,726
		Fund. compl. e médio incompl.	0,713	0,471	0,509
		Médio compl. e Sup. incompl.	0,627	0,324	0,362
		Superior compl.	0,331	0,111	0,161
Superior compl.	Sem inst. e fund. incompl.	0,571	0,304	0,262	
	Fund. compl. e médio incompl.	0,425	0,211	0,181	
	Médio compl. e Sup. incompl.	0,375	0,144	0,136	
	Superior compl.	0,179	0,047	0,056	
Pardo	Sem inst. e fund. incompl.	Sem inst. e fund. incompl.	1,000	1,000	1,000
		Fund. compl. e médio incompl.	0,878	0,767	0,692
		Médio compl. e Sup. incompl.	0,831	0,601	0,599
		Superior compl.	0,459	0,255	0,292
	Fund. compl. e médio incompl.	Sem inst. e fund. incompl.	0,858	ns	0,710
		Fund. compl. e médio incompl.	0,643	0,482	0,444
		Médio compl. e Sup. incompl.	0,680	0,448	0,414
		Superior compl.	0,383	0,194	0,210
	Médio compl. e Sup. incompl.	Sem inst. e fund. incompl.	0,827	0,818	0,619
		Fund. compl. e médio incompl.	0,663	0,507	0,402
		Médio compl. e Sup. incompl.	0,535	0,316	0,286
		Superior compl.	0,333	0,111	0,129
Superior compl.	Sem inst. e fund. incompl.	0,584	0,408	0,271	
	Fund. compl. e médio incompl.	0,397	0,246	0,177	
	Médio compl. e Sup. incompl.	0,370	0,139	0,130	
	Superior compl.	0,211	0,037	0,058	

Fonte: Elaboração própria  
ns = não significante

Gullickson (2006) buscou verificar se há compensações entre o *status* da escolaridade e o *status* racial. Os resultados permitem responder a uma pergunta similar a essa, verificando se a hipótese de compensação é verdadeira. Essa hipótese prediz que um indivíduo de uma raça/cor de menor *status* social irá se unir a outro de uma raça/cor de maior *status* social se ele tiver uma escolaridade maior para compensar essa

diferença. Dessa forma, a pergunta seria se a hipogamia feminina por escolaridade (mulher com menor escolaridade que o homem) seria mais comum entre casais interraciais, em que a mulher é branca e o homem preto ou pardo, do que entre um casal intrarracial preto ou pardo. Se isso for verdade, é sinal que o homem terá que ter uma escolaridade maior para compensar sua raça/cor menos valorizada pela sociedade.

Considerando essa hipótese, as *odds ratios* do modelo A7 indicam que ela é verdadeira, pois em todas as situações de hipogamia feminina por escolaridade (medida pelo menor nível de instrução da mulher em relação ao homem), as chances de união são maiores entre os casais inter-raciais – homem preto com mulher branca e homem pardo com mulher branca, em comparação aos casais intrarraciais pardos; e para casais em que homem é preto e a mulher é parda, em comparação aos casais intrarraciais pretos ou pardos. Por exemplo, a chance de união entre uma mulher parda com instrução entre fundamental completo e médio incompleto e um homem preto com nível superior é maior que a chance dessa mesma mulher se unir a um homem pardo de nível superior (0,252 e 0,210, respectivamente). Assim, a raça/cor menos valorizada parece ser compensada pela maior escolaridade.

Se a análise é invertida para a hipergamia feminina (mulher com maior nível de instrução que o homem), o mesmo tipo de resultado se mantém. As chances de uma mulher preta ou parda se unir a um homem branco são maiores quando a mulher tem escolaridade maior, quando comparadas às chances de uniões intrarraciais entre pretos ou pardos. Por exemplo, a chance de uma mulher preta com nível superior se unir a um homem *branco* que tem nível fundamental incompleto é maior que a chance desta mesma mulher se unir a um homem *preto* com fundamental incompleto (0,468 e 0,304, respectivamente). Novamente, a raça/cor menos valorizada parece ter sido trocada pela maior escolaridade.

De modo geral, a questão das barreiras educacionais também é um importante fator de análise nas uniões inter-raciais, pois as chances de união são mais próximas quando os níveis de escolaridade também são mais próximos. As chances vão diminuindo quanto maior for a distância educacional e o nível de escolaridade, mesmo para casais intrarraciais, corroborando os achados de Ribeiro E Silva (2009). A análise das barreiras pode ser melhor explorada com o modelo topológico B1, que prediz que quanto maior for a diferença de escolaridade e de raça/cor entre o casal, menores serão

as chances de união. Isso quer dizer que a união se torna mais difícil quanto mais barreiras o casal tiver que transpor. A Tabela 4 mostra as *odds ratios* apenas da variável topológica, para facilitar a interpretação do modelo. B significa branco(a), Pa é pardo(a) e Pr é preto(a).

**Tabela 4 – Parâmetros (*odds ratios*) selecionados estimados para o modelo B1 para raça e escolaridade das mulheres de 20 a 29 anos e seus maridos ou companheiros – Brasil, 2010**

Interação	Odds ratio		
	Total	Unidas	Casadas
0 - Intrarracial e endogamia de escolaridade	1,000	1,000	1,000
1 - Intrarracial e diferença de níveis = 1 ou Inter-racial (BPa, PaB, PaPr e PrPa) e endogamia de escolaridade	0,359	0,379	0,345
2 - Intrarracial e diferença de níveis = 2 ou Inter-racial (BPa, PaB, PaPr e PrPa) e diferença de níveis = 1 ou Inter-racial (BPr e PrB) e endogamia de escolaridade	0,159	0,179	0,147
3 - Intrarracial e diferença de níveis = 3 ou Inter-racial (BPa, PaB, PaPr e PrPa) e diferença de níveis = 2 ou Inter-racial (BPr e PrB) e diferença de níveis = 1	0,065	0,079	0,057
4 - Inter-racial (BPa, PaB, PaPr e PrPa) e diferença de níveis = 3 ou Inter-racial (BPr e PrB) e diferença de níveis = 2	0,025	0,034	0,021
5 - Inter-racial (BPr e PrB) e diferença de níveis = 3	0,007	0,011	0,006

Fonte: Elaboração própria

De fato, quanto maior a diferença de níveis, menor a chance de união, mesmo entre as intrarraciais. As uniões inter-raciais mais raras são aquelas entre brancos e pretos, seguida das uniões entre pardos e pretos. Vale ressaltar que as uniões intrarraciais com a diferença de um nível de escolaridade são mais frequentes do que as uniões inter-raciais endogâmicas por escolaridade.

Como o modelo A7 não foi utilizado na análise separada por tipo de união, será apresentado apenas o modelo topológico, pois o modelo A3 tem poucas interações que ajudam a responder às hipóteses deste trabalho. Além disso, o modelo B1 possui um bom ajuste dos dados e melhora em relação ao modelo de independência.

As diferenças nas chances de união entre unidas e casadas mostram um resultado interessante. As uniões inter-raciais são mais comuns entre as mulheres unidas, o que pode ser verificado pelo modelo B1. Embora menos comuns do que as uniões endogâmicas por raça/cor e por escolaridade, as chances das uniões intrarraciais, quando há diferenças de escolaridade entre os parceiros, também, são maiores entre as unidas quando comparadas às casadas. Isso pode ser explicado pelo fato de que, quando

há algum diferencial entre os parceiros, seja ele racial ou de escolaridade, há maiores chances de a união ser informal. Em outras palavras, a formalização da união, quando há esses diferenciais, é menos comum e pode ser um indício do fato de que casais que são mais abertos a se unirem a parceiros que possuem alguma diferença de raça/cor ou escolaridade também são mais flexíveis em relação às normas da sociedade e não se importam com a formalização da união, mas também pode indicar que essas uniões são mais frágeis do ponto de vista do compromisso, exatamente em função dessas diferenças.

Quando comparados a 1980, 1991 e 2000 (LONGO, 2011), os resultados para 2010 são ligeiramente distintos. Nos censos anteriores, o melhor ajuste também se deu com o modelo A7, mas, entre os topológicos, o modelo de melhor ajuste foi o B2. Tanto o modelo B1 quanto o B2 indicam que as chances de união são menores quanto maiores forem as diferenças raciais e de escolaridade. A diferença entre eles é que no modelo B1 há menos níveis (ou barreiras) que diminuiriam as chances de união. Essa diferença, possivelmente, está relacionada à maior agregação dos níveis de escolaridade considerados ao utilizar a variável nível de instrução em 2010, comparativamente aos anos de estudo nos censos anteriores. De qualquer forma, quanto maiores forem as diferenças de níveis, menores são as chances de união, conforme mostram os resultados da Tabela 4.

Esses resultados mostram a importância de se considerar as diferenças de escolaridade e do tipo de união ao se analisar as uniões inter-raciais. Casais inter-raciais são mais propensos a conviverem com as diferenças de escolaridade e em uniões informais, embora essas diferenças possam ser, em parte, um acordo tácito de troca de *status* social entre os parceiros.

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Com o intuito de esclarecer a questão da seletividade marital feminina no Brasil, em 2010, este trabalho investigou se existe associação entre a raça/cor do casal e a escolaridade dos cônjuges; se ocorreu algum tipo de compensação entre as características individuais; e se a seletividade marital feminina foi afetada pelo tipo de união (formal ou informal). Foram analisadas mulheres com idade de 20 a 29 anos e seus maridos ou companheiros, independentemente da idade.

Os modelos log-lineares revelaram que, medindo a escolaridade através do nível de instrução, os modelos que incluem as interações entre raça/cor da mulher, raça/cor do homem, escolaridade da mulher e escolaridade do homem foram aqueles que melhor se ajustaram aos dados analisados. Esse é um forte indicativo da associação entre essas características. O melhor ajuste foi do modelo que leva em conta também o tipo de união, sugerindo que uniões formais e informais são distintas no que tange a seletividade marital por raça/cor. Os modelos topológicos, que modelam um tipo específico de associação, também se ajustaram bem aos dados, principalmente quando os mesmos foram desagregados pelo tipo de união (formal ou informal).

Dentre os modelos topológicos, o de melhor ajuste é o que considera que, quanto maior a diferença de escolaridade e raça/cor entre o casal, menores são as chances de união. As uniões inter-raciais são mais comuns entre as mulheres unidas, revelando que se, do ponto de vista legal, não há diferença entre uniões formais e informais, o mesmo não pode ser dito a respeito da escolha do parceiro ou parceira.

Os resultados indicam, ainda, que há compensações entre raça/cor e nível de instrução. Um indivíduo de uma raça/cor de menor *status* social tem mais chances de se unir a um parceiro de uma raça/cor de maior *status* social quando as diferenças entre níveis de escolaridade compensarem essas diferenças raciais. Por exemplo, há maiores chances de uniões inter-raciais quando a mulher tem escolaridade inferior à do homem e sua cor é mais clara que a dele. Analogamente, as chances de uma mulher preta se unir a um homem branco serão maiores caso ela tenha uma escolaridade maior do que a dele. Esse resultado é um indicativo de que, embora as uniões inter-raciais estejam aumentando com o tempo, ainda é necessária uma “troca” de *status* para o seu favorecimento. Além disso, visto que a escolaridade é uma forma de compensar as

diferenças raciais e como a escolaridade feminina tem aumentado mais que proporcionalmente em relação à escolaridade masculina, esse fato poderá favorecer a continuidade do aumento das uniões inter-raciais no futuro.

A seletividade marital feminina não é um mero jogo de “bem-me-quer, mal-me-quer”. As uniões no Brasil, sejam elas formais ou informais, não podem ser compreendidas sem que a raça/cor e a escolaridade sejam levadas em consideração.

## REFERÊNCIAS

AGRESTI, A. *Categorical data analysis*. New York: John Wiley & Sons, 1990.

ANDRADE, F. C. D. Níveis e padrões de mobilidade social em cinco regiões metropolitanas. [não vem em itálico?] 1997. 165 f. *Dissertação* (Mestrado em Demografia) - Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 1997.

BERQUÓ, E. Demografia da desigualdade: algumas considerações sobre os negros no Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 6, 1988, Olinda, PE. *Anais...* Belo Horizonte: ABEP, 1988. v. 3, p. 89-110. [não tem aspas?]

\_\_\_\_\_. “Como se casam negros e brancos no Brasil”. In: LOVELL, P. A. (Org.) *Desigualdade racial no Brasil contemporâneo*. Belo Horizonte: UFMG/CEDEPLAR, 1991. p.115-120.

BIAGIONI, D. *O emprego de modelo log-lineares para análise de dados categóricos*. Trabalho apresentado no I Encontro Nacional de Pós-Graduação em Demografia e Áreas Afins. ABEP. Instituto de Filosofia e Ciências Humanas/ Unicamp. 22 a 24 de fevereiro de 2010. Disponível em: <[http://www.abep.nepo.unicamp.br/encontro2010POSDEM/docs/ABEP\\_PD\\_1957.doc](http://www.abep.nepo.unicamp.br/encontro2010POSDEM/docs/ABEP_PD_1957.doc)>. Acesso em: 5 nov. 2010.

COSTA, C. S. Pirâmide da solidão ou pirâmide dos não-casados? Cor e estado conjugal na terceira idade no Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 13., 2002, Ouro Preto. *Violências, o estado e a qualidade de vida da população brasileira: Anais...* Belo Horizonte: ABEP, 2002. 1 CD-ROM.

\_\_\_\_\_. *Uniões informais no Brasil em 2000: uma análise sob a ótica da mulher*. 2004. 67 f. *Dissertação* (Mestrado em Demografia) - Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2004. [inconsistente com refer. de ANDRADE acima]

DAVIS, K. Intermarriage in caste societies. *American Anthropologist*, Washington, v. 43, n. 3, p. 376-395, Sept. 1941. [afinal, usamos 43(3): pp, ou essa notação?]

FU, V. K. Racial intermarriage pairings. *Demography*, Chicago, v. 38, n. 2; p. 147-160, May 2001.

GODINHO, R. E.; MAMERI, S. P. *De que morrem as mulheres brasileiras*. 2002. Trabalho apresentado no XIII Encontro Nacional de Estudos Populacionais, ABEP, realizado em Ouro Preto-MG – Brasil, de 4 a 8 novembro de 2002). Disponível em: <[http://www.abep.nepo.unicamp.br/docs/anais/pdf/2002/GT\\_SAU\\_ST35\\_Godinho\\_texto.pdf](http://www.abep.nepo.unicamp.br/docs/anais/pdf/2002/GT_SAU_ST35_Godinho_texto.pdf)>. Acesso em: 20 ago. 2010.

GOODMAN, L. A. Some multiplicative models for the analysis of cross-classified data. In: BERKELEY SYMPOSIUM ON MATHEMATICAL STATISTICS AND PROBABILITY, 6., 1972. *Proceedings...* Berkeley. Berkeley University of California Press, 1972. v. 1, p.649-696.

GULLICKSON, A. Education and black-white interracial marriage. *Demography*, Chicago, v. 43, n. 4; p. 673-689, Nov 2006.

HERTRICH, V.; LOCOH, T. Relações de gênero, formação e dissolução das uniões nos países em desenvolvimento. In: PINELLI, A. (Org.) *Gênero nos estudos de população*. Campinas: ABEP, 2004. (*Demographicas*, v. 2). p. 99-162.

KALMIJN, M. Intermarriage and homogamy: causes, patterns, and trends. *Annual Review of Sociology*, Palo Alto, v. 24, p. 395-421, Sept. 1998.

\_\_\_\_\_. Trends in black/white intermarriage. *Social Forces*, Chapel Hill, v.72, n. 1, p. 119-146, Sept. 1993.

\_\_\_\_\_; FLAP, H. Assortative meeting and mating: unintended consequences of organized settings for partner choices. *Social Forces*, Chapel Hill, v. 79, n. 4, p.1289-1312, June 2001.

LONGO, L.A.F.B. *Uniões intra e inter-raciais, status marital, escolaridade e religião no Brasil: um estudo sobre a seletividade marital feminina, 1980-2000*. Tese (Doutorado em Demografia) – Cedeplar, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2011.

MERTON, R. K. Intermarriage and the social structure: fact and theory. *Psychiatry*, Washington, v.4, p. 361-374, Aug. 1941.

MOUTINHO, L. *Razão, “cor” e desejo: uma análise comparativa sobre relacionamentos afetivos-sexuais “inter-raciais” no Brasil e na África do Sul*. São Paulo: Unesp, 2004.

OLIVEIRA, R. V. C. *Modelos de Goodman para a análise de endogamia de cor: Brasil 2000*. 2006. Dissertação (Mestrado em Estudos Populacionais e Pesquisas Sociais) - Escola Nacional de Ciências Estatísticas, IBGE, Rio de Janeiro, 2006.

PENA, S. D. J. Para remover a palavra raça dos prontuários médicos no Brasil. *Ciência e Cultura*, São Paulo, v. 59, n. 1, mar. 2007. Disponível em: <[http://cienciaecultura.bvs.br/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S0009-67252007000100002&lng=pt&nrm=iso](http://cienciaecultura.bvs.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0009-67252007000100002&lng=pt&nrm=iso)>. Acesso em: 10 jun. 2010.

PETRUCELLI, J. L. Seletividade por cor e escolhas conjugais no Brasil dos 90. *Estudos Afro-Asiáticos*, Rio de Janeiro, v. 23, n. 1, p. 30-51, jan./jun. 2001.

POWERS, D. A.; XIE, Y. *Statistical methods for categorical data analysis*. San Diego: Academic Press, 2000.

QIAN, Z. Breaking the racial barriers: variations in interracial marriage between 1980 and 1990. *Demography*, Chicago, v. 34, n. 2, p. 263-276, May 1997.

RIBEIRO, C. A. C.; SILVA, N. V. Cor, educação e casamento: tendência da seletividade marital no Brasil, 1960 a 2000. *Dados: revista de ciências sociais*, Rio de Janeiro, v. 52, n. 1, p.7-51, 2009.

SILVA, N. V. Distância social e casamento inter-racial no Brasil. *Estudos Afro-Asiáticos*, Rio de Janeiro, n. 14, p. 54-84, Set. 1987.

SCHWARTZ, C. R.; MARE, R. D. Trends in education assortative marriage from 1940 to 2003. *Demography*, Chicago, v. 42, n. 4, p. 621-646, Nov. 2005.

STRAUSS, D. J.; ROMNEY, A. K. Log-linear multiplicative models for the analysis of endogamy. *Ethnology*, Pittsburg, v. 21, n. 1, p. 79-99, Jan. 1982.

TELLES, E. E. *Racismo à brasileira: uma nova perspectiva sociológica*. Rio de Janeiro: Relume-Dumará, 2003. cap. 5 - 8.

TOMÁS, M.C. *Interracial Marriage in Brazil: a discussion about local marriage market, parents' characteristics, and household chores*. Tese (Doutorado em Sociologia e Demografia), University of California, Berkeley, 2012.

VALLIN, J. Mortalidade, sexo e gênero. In: PINELLI, A. (Org.) *Demographicas: gênero nos estudos de população*. Campinas: ABEP, 2004. v.2, p. 15-54.