



Universidade do Estado do Rio de Janeiro
Centro de Ciências Sociais
Instituto de Estudos Sociais e Políticos

Weverthon Barbosa Machado

**Seletividade marital e desigualdades no Brasil: educação, renda e as
origens sociais das próximas gerações**

Rio de Janeiro
2020

Weverthon Barbosa Machado

Seletividade marital e desigualdades no Brasil: educação, renda e as origens sociais das próximas gerações



Tese apresentada, como requisito parcial para obtenção do título de Doutor, ao Programa de Pós-Graduação em Sociologia, da Universidade do Estado do Rio de Janeiro.

Orientador: Prof. Dr. Carlos Antonio Costa Ribeiro

Rio de Janeiro
2020

CATALOGAÇÃO NA FONTE
UERJ/REDE SIRIUS/ BIBLIOTECA IESP

M149 Machado, Weverthon Barbosa.
Seletividade marital e desigualdades no Brasil: educação, renda e as origens sociais das próximas gerações / Weverthon Barbosa Machado. – 2020.
141f.

Orientador: Carlos Antonio Costa Ribeiro.
Tese (Doutorado em Sociologia) - Universidade do Estado do Rio de Janeiro, Instituto de Estudos Sociais e Políticos.

1. Família – Aspectos sociais - Brasil - Teses. 2. Escolaridade - Brasil – Teses. 3. Estratificação social – Brasil - Teses. 4. Origem social – Brasil - Teses. 5. Casamento – Brasil – Teses. I. Ribeiro, Carlos Antonio Costa. II. Universidade do Estado do Rio de Janeiro. Instituto de Estudos Sociais e Políticos. III. Título.

CDU 301.185.14 (81)

Rosalina Barros CRB-7 / 4204 - Bibliotecária responsável pela elaboração da ficha catalográfica.

Autorizo, apenas para fins acadêmicos e científicos, a reprodução total ou parcial desta tese, desde que citada a fonte.

Assinatura

Data

Weverthon Barbosa Machado

Seletividade marital e desigualdades no Brasil: educação, renda e as origens sociais das próximas gerações

Tese apresentada, como requisito parcial para obtenção do título de Doutor, ao Programa de Pós-Graduação em Sociologia, da Universidade do Estado do Rio de Janeiro.

Aprovada em 26 de Maio de 2020.

Banca Examinadora:

Prof. Dr. Carlos Antonio Costa Ribeiro (Orientador)
Instituto de Estudos Sociais e Políticos – UERJ

Prof. Dr. Nelson do Valle Silva
Instituto de Estudos Sociais e Políticos - UERJ

Prof.^a Dr.^a Maira Covre Sussai Soares
Instituto de Ciências Sociais - UERJ

Prof.^a Dr.^a Maria Carolina Tomás
Pontifícia Universidade Católica de Minas Gerais

Prof. Dr. Rogério Jerônimo Barbosa
Universidade de São Paulo

Rio de Janeiro
2020

DEDICATÓRIA

Para Ezilane e Fernando.

AGRADECIMENTOS

Agradeço à Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (Capes) e à Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado do Rio de Janeiro (Faperj) pelo apoio financeiro ao longo do doutorado.

Estudar e pesquisar no IESP-UERJ é um privilégio. Agradeço aos colegas estudantes, aos funcionários e ao corpo docente que fazem do instituto um lugar tão estimulante. Aulas e conversas com Nelson do Valle Silva, Adalberto Cardoso e Arnaldo Mont'Alvão foram especialmente marcantes para minha formação.

Tive a sorte de ter Carlos Antonio Costa Ribeiro como orientador e exemplo ao longo de sete anos na pós-graduação. Carlos me incentivou, confiou e investiu em mim, provavelmente mais do que mereci. Acho que a melhor forma de agradecê-lo é passar para frente toda a generosidade que recebi e tentar conduzir minha vida profissional com uma fração de sua competência.

Agradeço a Nelson do Valle Silva, Maira Covre-Sussai, Maria Carolina Tomás e Rogério Barbosa por aceitarem compor a banca examinadora da tese e pelos comentários precisos e enriquecedores.

Robert Mare, cujos trabalhos inspiraram tantas das questões que investigo nesta tese, aceitou me receber na University of California, Los Angeles (UCLA) e foi generoso com tempo e atenção, em um momento em que eu ainda estava confuso sobre os caminhos da tese. Judith Seltzer, então diretora do California Center for Population Research (CCPR) da UCLA, não só garantiu que eu me integrasse às atividades do centro, mas também me proporcionou ótimas conversas sobre sociologia e vida acadêmica. Aprendi muito no CCPR e agradeço por ter sido tão bem recebido. Também sou extremamente grato ao Programa Fulbright, que financiou minha estadia na UCLA.

Contei com mais amigos ao longo dessa jornada do que poderia listar aqui, mas vale citar algumas pessoas. Desde a graduação, Décio Vieira e Nelson Goulart são amigos próximos e interlocutores frequentes. Agradeço a Vinícius Israel, Raquel Gomes, Ana Paula Vasconcelos, Natália Leão e Nathalie Itaboraí pela convivência, troca de ideias e comentários em várias etapas da pesquisa. Thiago Brandão, Jana Leal e Rodrigo de Assis são irmãos que eu ganhei ao entrar no mestrado e com quem dividi muitas alegrias, expectativas e, claro, frustrações. Obrigado pelo companheirismo e pelo carinho.

O apoio que desde sempre tive dos meus pais, Fernando e Ezilane, e irmãos, Wesley e Fernanda, é extraordinário. Sem seu incentivo e compreensão, seriam impossíveis os pequenos e grandes passos necessários para simplesmente cogitar, quanto mais concluir, um doutorado. Esta tese também é resultado de seus esforços e não há como agradecê-los suficientemente.

Finalmente, agradeço a Diana, minha esposa, que esteve presente em cada momento dessa trajetória e compartilhou comigo toda a gama de sentimentos que ela envolveu. Crescemos e descobrimos muitas coisas juntos ao longo desses anos. Sua companhia e seu afeto foram condições indispensáveis para avançar no trabalho, bem como os melhores motivos para deixar o trabalho de lado. Muitas forças sociais moldam a formação de uniões, mas, mesmo em universo restrito de encontros e relações possíveis, pessoas de carne e osso ainda têm que tomar decisões e fazer escolhas. Sou feliz por termos escolhido um ao outro.

RESUMO

MACHADO, W. B. *Seletividade marital e desigualdades no Brasil: educação, renda e as origens sociais das próximas gerações*. 2020. 143 f. Tese (Doutorado em Sociologia) – Instituto de Estudos Sociais e Políticos, Universidade do Estado do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2020.

O presente trabalho compreende um conjunto de investigações empíricas que articulam mudanças nas famílias, seletividade marital e desigualdades no Brasil. Mais especificamente, os padrões de casamento são tomados como fio condutor para explorar as conexões entre famílias e estratificação social. Em primeiro lugar, são analisadas tendências na seletividade marital por educação que se desenrolaram ao longo de mais de meio século (1960-2015). Essas tendências são interpretadas sob a luz de diversas mudanças sociais e demográficas — quase todas diretamente ligadas à expansão do sistema educacional — relevantes para a formação de uniões. Os resultados mostram que, depois de pelo menos quatro décadas de declínio, as chances de homogamia educacional aumentaram entre 2000 e 2010, mudança que parece estar relacionada à expansão educacional nos níveis médio e superior. Em seguida, a seletividade marital é analisada como uma dimensão das origens familiares das novas gerações. Para a transmissão intergeracional de vantagens e desvantagens, as famílias experienciadas pelas crianças são mais importantes do que as famílias formadas pelos adultos. São discutidos os processos demográficos que conectam essas duas coisas e exploradas suas consequências sob a ótica da associação entre a escolaridade dos cônjuges. Os contextos familiares em que as crianças nascem e crescem são moldados por diferenciais de fecundidade, eventos conjugais e mudanças na escolaridade dos pais. Os resultados indicam que a combinação desses fatores reforça a associação entre a educação dos pais, de modo que as origens familiares são mais desiguais do que as famílias. Finalmente, a última contribuição conecta mudanças na vida familiar às tendências da desigualdade de renda. O aumento da participação laboral de mulheres em união nas últimas décadas em geral ajudou a equalizar a distribuição de renda familiar, mas também teve o efeito colateral de fortalecer a associação entre os rendimentos dos cônjuges, o que funcionou como um freio, mesmo que fraco, para a redução da desigualdade. As análises apresentadas aqui mostram que essa associação pode ser dividida em três componentes: a similaridade dos rendimentos nos casais com dupla renda, a relação entre a participação laboral das esposas e os rendimentos dos maridos e a prevalência de casais com dupla renda — sendo que este último componente teve o maior impacto na desigualdade.

Palavras-chave: Seletividade marital. Estratificação social. Dinâmica demográfica.
Desigualdade de renda.

ABSTRACT

MACHADO, W. B. *Assortative mating and inequality in Brazil: education, income and the social origins of the next generations*. 2020. 143 f. Tese (Doutorado em Sociologia) – Instituto de Estudos Sociais e Políticos, Universidade do Estado do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2020.

This work presents a few empirical investigations focused on the interplay between of family changes, assortative mating, and inequality in Brazil. Particularly, marriage patterns are taken as an entry point for exploring the connections between families and social stratification. First, I report trends in educational assortative mating that unfolded over more than half a century (1960-2015). These trends are interpreted in the light of several social and demographic changes — mostly related to educational expansion — that shape union formation. Results show that, after at least four decades of decline, odds of educational homogamy increased between 2000 and 2010, likely because of the expansion of secondary and higher education. Next, assortative mating is analyzed as part of the family background of new generations. For the intergenerational transmission of (dis)advantage, the families experienced by children are more important than the families formed by adults. I discuss the demographic processes that connect these two things and explore their consequences from the point of view of educational similarity between spouses. The family contexts in which children are born and raised depend on fertility differentials, marital events, and changes in parents' education. Results show that, combined, these factors increase parents' educational similarity so that family background is more unequal than a cross-sectional of families. Finally, the last contribution connects changes in family life to trends in income inequality. The increase in wives' labor force participation in the last few decades had an overall equalizing effect on the family income distribution, but also strengthened the association between spouses' earnings, which itself helped to limit the decline in inequality. The analyses presented here show that this association can be divided in three components: earnings similarity in dual-earner couples, the relationship between wives' labor force participation and husbands' earnings and the prevalence of dual-earner couples — with the latter having the greatest impact on inequality.

Keywords: Assortative mating. Social stratification. Demographic dynamics. Income inequality.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1	- Cruzamento entre escolaridade dos cônjuges, por ano	29
Figura 2	- Tendências nos arranjos educacionais dos casais	30
Figura 3	- Tendências nos arranjos educacionais dos casais, por escolaridade de maridos e esposas	32
Figura 4	- Chances de homogamia, por ano	38
Figura 5	- Chances de homogamia, por nível educacional e ano	40
Figura 6	- Chances de cruzar barreiras educacionais, por ano	42
Figura 7	- Tendências nas chances de homogamia com dados retrospectivos e transversais - 1940-2010	61
Figura 8	- Diferenças percentuais entre arranjos conjugais de mulheres, mães de bebês e mães de crianças	70
Figura 9	- Chances de homogamia, hipergamia, homogamia específica e cruzar barreiras educacionais - Taxas Bebês/Mulheres	72
Figura 10	- Chances de homogamia, hipergamia, homogamia específica e cruzar barreiras educacionais - Razão Crianças/Bebês	74
Figura 11	- Taxa de frequência escolar para mães de crianças de até 10 anos e seus cônjuges, quando presentes - 1992-2015	76
Figura 12	- Arranjos conjugais das mulheres e mães com 0-3 e 12+ anos de estudo	77
Figura 13	- Tendências na desigualdade de rendimentos dos casais (coeficiente de variação)	93
Figura 14	- Tendências na participação laboral das esposas e na prevalência de casais com dupla renda	94
Figura 15	- Tendências na correlação entre os rendimentos dos cônjuges	95
Figura 16	- Participação laboral das esposas, por rendimentos dos maridos	97
Figura 17	- Efeitos marginais dos rendimentos do marido na probabilidade de a esposa trabalhar, por ano	98
Figura 18	- Mudança percentual predita pelos contrafatuais e diferença em relação a outros cenários	106
Figura 19	- Tendências preditas no coeficiente de variação dos rendimentos dos casais	107
Figura 20	- Taxas de homogamia e hipergamia (dada a heterogamia) por grupo etário - Mulheres em idade reprodutiva e mães de bebês, 2010	140

LISTA DE TABELAS

Tabela 1	- Modelos log-lineares para tendências da seletividade marital	35
Tabela 2	- Estatísticas descritivas das distribuições de mulheres, bebês e crianças . . .	68
Tabela 3	- Estatísticas de ajuste para modelos log-lineares descrevendo tendências na associação entre rendimentos dos cônjuges	99
Tabela 4	- Decomposição de tendências no coeficiente de variação dos rendimentos dos casais	103
Tabela 5	- Distribuição percentual da escolaridade dos cônjuges, por ano - 1960-2010	133
Tabela 6	- Chances de cruzar barreiras educacionais, anos selecionados	135
Tabela 7	- Coeficientes estimados pelos modelos de seletividade marital	136
Tabela 8	- Distribuição percentual de arranjos conjugais - mulheres, bebês e crianças .	139
Tabela 9	- Coeficientes estimados para modelos log-rate	141
Tabela 10	- Intervalos de confiança para decomposição de tendências no coeficiente de variação	142
Tabela 11	- Decomposição de tendências no coeficiente de variação com faixa etária e classificação de rendimentos alternativas	143

SUMÁRIO

	INTRODUÇÃO	10
1	TENDÊNCIAS NA SELETIVIDADE MARITAL POR EDUCAÇÃO NO BRASIL: 1960-2015	15
1.1	Introdução	15
1.2	Explicações para padrões e tendências de seletividade marital por educação	16
1.3	O contexto brasileiro: pesquisas anteriores e tendências empíricas relevantes	19
1.4	Dados e métodos	25
1.5	Resultados	29
1.5.1	<u>Resultados descritivos</u>	29
1.5.2	<u>Modelos log-lineares</u>	34
1.5.3	<u>Chances de homogenia: o fim de quatro décadas de declínio</u>	38
1.5.4	<u>Chances de cruzar barreiras educacionais: fluidez na base, mais fechamento no topo</u>	41
1.6	Considerações finais	43
2	FAMÍLIAS DOS PAIS, FAMÍLIAS DOS FILHOS: SELETIVIDADE MARITAL DO PONTO DE VISTA DAS CRIANÇAS	46
2.1	Introdução	46
2.2	Demografia da família e estratificação social	47
2.3	Por que a seletividade marital importa?	51
2.4	As famílias das mulheres e as famílias das crianças	57
2.5	Uma visão retrospectiva da seletividade marital	59
2.6	Dados e métodos	62
2.7	Resultados	67
2.7.1	<u>Resultados descritivos</u>	67
2.7.2	<u>Modelos log-rate</u>	71
2.8	Considerações finais	78
3	A ASSOCIAÇÃO ENTRE OS RENDIMENTOS DOS CÔNJUGES E MUDANÇAS NA DESIGUALDADE DE RENDA NO BRASIL (1993-2015)	80
3.1	Introdução	80
3.2	Mudanças nas famílias e desigualdade de renda	83
3.3	Dados, mensuração e métodos	88
3.3.1	<u>Dados</u>	88
3.3.2	<u>Mensuração</u>	89
3.3.3	<u>Métodos</u>	90
3.4	Resultados	93
3.4.1	<u>Resultados descritivos</u>	93
3.4.2	<u>Modelos log-lineares</u>	98
3.4.3	<u>Decompondo tendências na associação entre os rendimentos dos cônjuges</u>	101
3.5	Considerações finais	108
	CONCLUSÃO	111
	REFERÊNCIAS	116
	APÊNDICE A - Tabelas suplementares do capítulo 1	133
	APÊNDICE B - Tabelas e figuras suplementares do capítulo 2	139
	APÊNDICE C - Tabelas suplementares do capítulo 3	142

INTRODUÇÃO

Os padrões de casamento entre pessoas de diferentes grupos sociais — definidos por educação, classe, cor/raça, religião ou outras características — são indicadores de fechamento ou fluidez de uma sociedade, pelo menos na dimensão das relações interpessoais. Distingue-se, aí, um antigo princípio sociológico de que relações íntimas e duradouras expressam o reconhecimento da igualdade social e, inversamente, as barreiras a essas relações expressam e reproduzem as fronteiras entre os grupos. De fato, normas e expectativas mais ou menos rígidas sobre quem casa com quem segundo fronteiras de status são inerentes a sociedades estratificadas (Coontz, 2005). A seletividade marital — isto é, a formação não aleatória de casais com base em determinadas características dos cônjuges — é, portanto, intrinsecamente ligada a processos de estratificação social.

Embora essa relação seja reconhecida há muito tempo, uma agenda de pesquisa que busca mensurar as consequências da seletividade marital para diversas formas de desigualdade ganhou força nas duas últimas décadas, principalmente com estudos sobre seus efeitos na desigualdade de renda em países desenvolvidos (Esping-Andersen, 2007; Blossfeld e Buchholz, 2009; Schwartz, 2013). Esses estudos inserem-se em um debate mais amplo sobre como transformações nas famílias desde a segunda metade do século XX, associadas em grande parte à maior escolarização das mulheres e sua crescente participação no mercado de trabalho, influenciam formas de obtenção, acumulação e transmissão de diversos tipos de recurso (Esping-Andersen, 2007, 2009; McLanahan e Percheski, 2008; Western, Bloome e Percheski, 2008; Itaboráí, 2017).

O presente trabalho toma a seletividade marital como um fio condutor para estudar famílias e desigualdades no Brasil. Outros aspectos da estrutura e composição das famílias, como padrões e tendências da fecundidade, certamente têm consequências sociais mais amplas do que a seletividade marital. Entretanto, mudanças na conjugalidade subjazem às principais tendências demográficas das últimas décadas, de modo que a formação de uniões serve como um excelente ponto de entrada para diversas questões de interesse sociológico. Particularmente, a seletividade marital articula bem três dimensões da relação entre famílias e estratificação social:

as famílias refletem, reproduzem e contêm desigualdades (Cohen e MacCartney, 2004).

Em primeiro lugar, famílias são produtos das desigualdades. No nível do curso de vida dos indivíduos, todos os eventos cruciais para a formação de famílias são influenciados pelo status socioeconômico: entrar ou sair de uniões, quando fazê-lo, com quem e em qual tipo de união; ter ou não filhos, quantos e quando tê-los. Isso resulta, no nível populacional, em diferenças socioeconômicas da conjugalidade e da fecundidade. A qualquer momento no tempo, portanto, a distribuição de arranjos familiares em uma população reflete o acúmulo de processos demográficos que são socialmente estratificados. Independente de preferências e valores, fatores socioeconômicos e demográficos limitam os arranjos familiares disponíveis para os indivíduos. Por exemplo, a prevalência histórica de famílias monoparentais ou estendidas nas classes populares brasileiras explica-se não pela rejeição do modelo nuclear, mas principalmente por pressões materiais — tais como a insegurança econômica e a migração masculina — que dificultam ou de fato inviabilizam esse modelo (Goldani, 1993; Berquó, 1998).

Esses fatores socioeconômicos e demográficos são também importantes para entender os padrões de casamento, que dependem em parte da distribuição (etária, espacial, de gênero etc.) de determinados atributos na população. Por exemplo, o primeiro capítulo desta tese mostra que a expansão educacional e seus contornos de gênero foram centrais para as tendências da seletividade marital por educação nas últimas décadas. Como em quase todos os países (Esteve *et al.*, 2016b), no Brasil a escolaridade das mulheres cresceu mais rápido que a dos homens na segunda metade do século XX, o que resultou na reversão do hiato de gênero no alcance educacional (Beltrão e Alves, 2009). Quaisquer que sejam as preferências dos jovens quanto à escolaridade dos parceiros, o fato é que eles se adaptaram às novas circunstâncias demográficas e, como resultado, a hipergamia — o arranjo conjugal em que a mulher é menos escolarizada que seu parceiro — diminuiu dramaticamente.

Por outro lado, famílias também produzem e reproduzem desigualdades (McLanahan e Percheski, 2008). Aplicado às relações intergeracionais, esse fato nos coloca no campo clássico dos estudos de estratificação: origens sociais influenciam destinos sociais. Famílias, como instituições que produzem as novas gerações e transmitem-lhes recursos, são necessariamente mecanismos de reprodução social, por mais que outras instituições — como o sistema edu-

cacional — possam influenciar a magnitude e a forma da associação intergeracional. Em seu trabalho seminal sobre o processo de estratificação, Blau e Duncan (1967, p. 205) afirmaram que se o status dos pais não tivesse qualquer influência no status dos filhos teríamos igualdade de oportunidade, mas não um sistema familiar tal qual o conhecemos.

A seletividade marital pode reforçar desigualdades transversais se existem barreiras fortes à formação de uniões entre pessoas com atributos socioeconômicos muito distintos. A associação entre características dos cônjuges pode impactar, por exemplo, a desigualdade de renda entre as famílias, objeto de pesquisa do terceiro capítulo. E pode ter consequências de longo prazo na medida em que, combinada à fecundidade diferencial e outros fatores demográficos, afete a distribuição de origens sociais das próximas gerações, como investigo no segundo capítulo.

Finalmente, as famílias contêm desigualdades. Perspectivas sociológicas contemporâneas sobre as famílias enfatizam que elas são perpassadas por relações de poder e constituem espaços de conflito, negociação e troca (England e Farkas, 1986; Blossfeld e Drobnic, 2001a; Cohen e MacCartney, 2004; Therborn, 2004; Itaboraí, 2017). As desigualdades intrafamiliares estão ancoradas, sobretudo, na desigualdade de gênero e nos papéis historicamente desempenhados por homens e mulheres na organização da vida familiar. Também para esse tema a seletividade marital é uma janela interessante. Por um lado, as mudanças em papéis de gênero têm redefinido as relações conjugais e, por conseguinte, as preferências e expectativas envolvidas na formação de uniões. Inversamente, os padrões de seletividade marital — particularmente o fato de a mulher ter status socioeconômico maior ou menor do que seu cônjuge — também afetam a dinâmica de poder nos casais e podem influenciar, por exemplo, a divisão do trabalho nas famílias (Van Bavel, Schwartz e Esteve, 2018).

Além desta introdução e da conclusão, a tese apresenta três capítulos concebidos como artigos essencialmente independentes. O primeiro capítulo analisa as mudanças na seletividade marital por educação no Brasil ao longo de mais de meio século, entre 1960 e 2015. Com dados dos Censos Demográficos e da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios, atualizo e estendo os achados de trabalhos anteriores, estimando tendências para as chances de homoga-

nia geral e sua variação por níveis educacionais, assim como as chances de cruzar barreiras ao casamento entre grupos adjacentes. Essas tendências são interpretadas à luz das intensas transformações sociais que ocorreram no Brasil durante o período estudado. As análises reafirmam a tendência histórica de aumento da fluidez no mercado marital brasileiro, aliado ao fechamento no topo da distribuição. Mas também identifiquei um crescimento inédito das chances de homogamia depois de 2000, que, embora não corroborado pelos dados da PNAD, é compatível com os efeitos da expansão educacional e com as tendências divergentes ao longo da distribuição de escolaridade.

No segundo capítulo, a seletividade marital é analisada como uma dimensão das origens familiares das novas gerações. Para a transmissão intergeracional de vantagens e desvantagens, as famílias experienciadas pelas crianças são mais importantes do que as famílias formadas pelos adultos. O capítulo discute os processos demográficos que conectam essas duas coisas — isto é, a formação de famílias e a formação de origens familiares — e explora suas consequências sob a ótica da associação entre a escolaridade dos cônjuges. Uso estatísticas descritivas e uma classe especial de modelos log-lineares para comparar os padrões de seletividade marital dos casais formados por todas as mulheres em idade reprodutiva com os das famílias de crianças de 10 e menos de 1 ano de idade. Os contextos familiares em que as crianças nascem e crescem são moldados por diferenciais de fecundidade, eventos conjugais e mudanças na escolaridade dos pais. Os resultados indicam que a combinação desses fatores reforça a associação entre a educação dos pais, de modo que as origens familiares são mais desiguais do que as famílias.

O último capítulo desloca o foco da associação entre a escolaridade dos cônjuges para a associação entre seus rendimentos. O capítulo dá continuidade a um trabalho anterior (Ribeiro e Machado, 2018) em que mostramos que o crescimento da participação das mulheres unidas no mercado de trabalho teve efeitos equalizadores na desigualdade de renda entre as famílias, mas também fez aumentar a correlação entre os rendimentos dos cônjuges. A contribuição apresentada aqui avança nesse tópico, decompondo as tendências da associação em 1) nível total participação laboral feminina; 2) relação entre a participação das esposas e os rendimentos dos maridos; e 3) correlação entre os rendimentos dos cônjuges nos casos em que ambos trabalham. Os resultados desse capítulo mostram que a participação laboral das esposas se tornou mais

estratificada e que as tendências na associação entre os rendimentos dos cônjuges ajudaram a frear a queda da desigualdade de renda entre as décadas de 1990 e 2010.

O presente trabalho, portanto, compreende um conjunto de contribuições empíricas que articulam seletividade marital e desigualdades. A estrutura em três artigos autocontidos implica algumas decisões sobre a organização e apresentação de resultados, a começar pela tentativa de manter o texto principal conciso. Todas as tabelas e gráficos não essenciais são apresentados em apêndices e mencionados quando conveniente, para apoiar um argumento secundário ou detalhar resultados que aparecem resumidos no texto principal.

Também não ofereço uma revisão ampla da literatura sobre seletividade marital, que poderia ocupar pelo menos um capítulo com a história e o estado da arte do tema.¹ Limite-me a identificar, em cada capítulo, as teorias, hipóteses e evidências empíricas diretamente relevantes para as respectivas questões de pesquisa. Por outro lado, as questões evidentemente se sobrepõem e o esforço de fazer cada capítulo uma contribuição independente também exigiu algum grau de redundância. Dessa forma, algumas explicações metodológicas e observações sobre a literatura aparecem em mais de um capítulo.

¹ Para excelentes revisões da literatura internacional, ver Kalmijn (1998), Schwartz (2013) e Lichter e Qian (2019).

1 TENDÊNCIAS NA SELETIVIDADE MARITAL POR EDUCAÇÃO NO BRASIL: 1960-2015

1.1 Introdução

A seletividade marital há muito tempo interessa aos pesquisadores da desigualdade. Os padrões de casamento expressam e reforçam as fronteiras entre grupos sociais e podem contribuir para a concentração ou dispersão de recursos entre as famílias. A educação é uma dimensão relevante da seletividade marital porque influencia tanto as preferências das pessoas em relação aos parceiros quanto as oportunidades de interação social ao longo do curso de vida. Esses efeitos se relacionam a vários processos de interesse sociológico, como a idade de formação de uniões e outras transições no curso de vida, a desigualdade de renda entre grupos educacionais e a divisão sexual do trabalho (Oppenheimer, 1988; Mare, 1991; Blossfeld e Timm, 2003a; Lichter e Qian, 2019).

Apesar das grandes mudanças demográficas e educacionais nas últimas décadas, as pesquisas sobre seletividade marital por educação no Brasil são limitadas, especialmente quando se trata de tendências de longo prazo. Estudos anteriores mostraram um declínio da homogamia nas últimas décadas do século XX, acompanhado por mais fechamento no topo e um fortalecimento da barreira a casamentos envolvendo um cônjuge com ensino médio e outro com ensino superior (Silva, 2003; Esteve e McCaa, 2007; Ribeiro e Silva, 2009). Várias tendências que podem afetar os mercados maritais e a formação de uniões continuaram a se desenvolver, incluindo uma significativa expansão do ensino superior desde os anos 2000, mas nenhum trabalho analisou como a seletividade marital mudou desde a virada do século e integrou os desenvolvimentos recentes com os achados anteriores.

Este capítulo atualiza e estende a literatura sobre seletividade marital por educação no Brasil ao: a) utilizar tanto dados censitários quanto da PNAD para cobrir um período mais longo; b) descrever as assimetrias de gênero nas tendências; e c) estimar tendências na homogamia geral e específica por grupos educacionais, bem como as chances de cruzar as barreiras educacionais. Essa estratégia analítica permite avaliar como a combinação de diferentes forças

e tendências opostas ao longo da distribuição educacional moldou a seletividade marital por educação no Brasil nas últimas décadas.

1.2 Explicações para padrões e tendências de seletividade marital por educação

Nas sociedades modernas, onde o controle direto de terceiros (família, igrejas) é mais fraco, os padrões de formação de união são determinados majoritariamente pela estrutura de oportunidades para conhecer potenciais parceiros e pelas preferências em relação às características dos parceiros (Kalmijn, 1998; Schwartz, 2013). A seletividade marital é fundamentalmente multidimensional, primeiro porque os indivíduos fazem parte de diferentes grupos (definidos por educação, raça etc.) ao mesmo tempo e, portanto, um dado relacionamento pode cruzar fronteiras de grupo em uma dimensão mas não em outras. Mas também porque as pessoas levam em conta um conjunto de características, e não apenas um único atributo, ao escolher um parceiro (England e Farkas, 1986; Lichter e Qian, 2019). A maior parte da literatura sobre seletividade marital, entretanto, se concentra em algumas características de grupo, a saber, educação, raça/etnia e religião (Kalmijn, 1998; Schwartz, 2013). Muitas das mesmas forças sociais moldam a escolha conjugal em diferentes dimensões, mas nesta seção destaco as hipóteses, mecanismos e evidências mais relevantes à seletividade marital por educação, que é o foco das análises empíricas do capítulo.

Em um nível macrossociológico, o estudo da seletividade marital por educação concentrou-se na relação entre, por um lado, padrões de casamento e, por outro, variação temporal e geográfica em níveis de modernização, industrialização e outros atributos societais (cf. Ultee e Luijkx, 1990; Smits, Ultee e Lammers, 1998). Nesta literatura, a seletividade marital é tratada principalmente como um indicador de fluidez social e as questões substantivas são basicamente as mesmas da longa tradição de pesquisa comparativa sobre mobilidade social: o que explica o “fechamento” ou “abertura” das sociedades e quais são as tendências esperadas e observadas de fluidez social. Smits, Ultee e Lammers (1998), por exemplo, mostraram que a literatura sobre modernização e fluidez social comporta hipóteses divergentes sobre as tendências de se-

letividade marital. Por um lado, a modernização poderia permitir que uniões fossem formadas com base no “amor romântico”, livres tanto do controle de terceiros quanto de considerações socioeconômicas, o que faria com que a homogamia diminuísse. Por outro lado, a hipótese de “realização de status” afirma que, na medida em que a industrialização aumenta o efeito da educação nas chances de vida, é de se esperar que indivíduos não apenas busquem maximizar seu próprio alcance educacional mas também prefiram parceiros com altos níveis de escolaridade. Isso incentivaria a homogamia, porque “casar para baixo” seria menos desejável tanto para homens quanto para mulheres.

Smits, Ultee e Lammers (1998) combinaram essas hipóteses e sugeriram uma relação em U invertido entre a industrialização e a homogamia, ou seja, a homogamia aumentaria nos primeiros estágios da industrialização mas diminuiria nas sociedades industrializadas avançadas. Embora esses autores tenham encontrado apoio empírico para essa hipótese, a evidência acumulada na literatura é no mínimo inconclusiva e outros trabalhos destacam que há bastante heterogeneidade nas tendências de diferentes países (Kalmijn, 1998; Raymo e Xie, 2000; Blossfeld, 2009; Schwartz, 2013).

Em outro nível de análise, a ênfase é em aspectos do curso de vida dos indivíduos que influenciam a escolha de parceiros (Blossfeld, 2009). Nesse sentido, os sistemas educacionais desempenham um papel fundamental em moldar tanto oportunidades como preferências. No que tange às oportunidades, sabe-se que a educação influencia a formação de uniões tanto porque as escolas e universidades funcionam como “mercados locais” onde as pessoas encontram potenciais parceiros, quanto pelos efeitos estruturais que criam redes sociais cada vez mais homogêneas à medida que se avança no sistema educacional (Mare, 1991; Kalmijn e Flap, 2001; Blossfeld e Timm, 2003b). A educação também influencia as preferências na escolha de parceiros porque promove similaridade nos estilos de vida e porque, conforme sugerido pela hipótese de realização de status acima, a escolaridade é uma característica que pode pesar consideravelmente na avaliação de parceiros em potencial. Dessa forma, espera-se que processos de expansão educacional aumentem a homogamia educacional e é isso que a literatura internacional tem, em geral, demonstrado (Blossfeld e Timm, 2003b; Blossfeld, 2009).

Um aspecto importante da expansão educacional ao redor do mundo é que ela não foi

neutra em termos de gênero (Esteve *et al.*, 2016b). Em geral, a escolaridade aumentou mais para as mulheres do que para os homens, o que na maioria dos países levou a uma reversão, ou pelo menos redução, do hiato de gênero no alcance educacional entre as últimas décadas do século XX e o começo do século XXI (Esteve *et al.*, 2016b; Van Bavel, Schwartz e Esteve, 2018). Uma das principais consequências dessa tendência é o declínio global da hipergamia (feminina), o arranjo em que a mulher tem menos escolaridade do que seu parceiro. Embora esse declínio resulte principalmente das mudanças nas distribuições educacionais de cada sexo — em outras palavras, do número de parceiros disponíveis com determinadas características — ele também pode ser entendido como parte de uma “revolução de gênero” mais ampla (Goldscheider, Bernhardt e Lappegård, 2015).

Uma tendência importante na revolução de gênero é o aumento da participação feminina na força de trabalho. Em contextos com forte assimetria de gênero em papéis econômicos — seguindo o modelo de “especialização e troca” de Becker (- Becker, 1974), no qual os casais maximizam seu bem-estar com o marido obtendo rendimentos do trabalho e a esposa se concentrando no trabalho doméstico — pode-se esperar que homens e mulheres procurem coisas diferentes nos seus potenciais parceiros (Blossfeld e Timm, 2003b). Nessas circunstâncias, as perspectivas econômicas dos homens tendem a influenciar fortemente suas chances nos mercados maritais, mas o mesmo não acontece para as mulheres. À medida que mais mulheres entram na força de trabalho e é cada vez mais esperado que os rendimentos das esposas contribuam para a renda familiar — mesmo que os maridos continuem sendo os principais provedores — espera-se que as preferências de homens e mulheres com relação a parceiros sejam mais parecidas. Em outras palavras, mudanças nas normas de gênero e na divisão de trabalho nos casamentos significam que as perspectivas econômicas das mulheres tendem a ser mais relevantes nos mercados maritais, o que incentiva a homogamia (Oppenheimer, 1988; Sweeney, 2002; Sweeney e Cancian, 2004).

A idade e sequência em ocorrem transições no curso de vida também são decisivas para os padrões de seletividade marital por educação. Uma contribuição clássica a esse respeito é a hipótese de hiato temporal de Mare (1991), que prevê que, quanto menor o intervalo entre a saída do sistema educacional e a entrada em uma união, maiores são as chances de homogamia.

Quando jovens se casam ou moram juntos enquanto ainda estão no sistema educacional ou logo após saírem dele, é mais provável que tenham encontrado seus parceiros na própria escola ou em outros contextos educacionalmente homogêneos. O menor intervalo entre conclusão dos estudos e casamento é considerado um dos principais motivos pelos quais pessoas com alto nível de escolaridade têm maiores chances de homogamia (Mare, 1991; Blossfeld e Timm, 2003b). Embora as tendências na homogamia possam ser inconsistentes com as tendências no hiato temporal médio no nível agregado (Mare, 2016), há razoável apoio empírico para a hipótese de Mare no nível individual, mesmo que seja necessário levar em conta, por exemplo, algum grau de heterogeneidade segundo sexo ou raça (Schwartz, 2013). Em se tratando de preferências, pessoas que se casam mais tarde podem dar mais peso ou ser mais capazes de avaliar a situação e as perspectivas econômicas de potenciais parceiros, o que também promove a homogamia (Oppenheimer, 1988; Mare, 2016; Qian, 2017).

Por fim, outro fator importante é a desigualdade de renda entre os grupos educacionais, que também influencia tanto oportunidades quanto preferências na formação de uniões. A desigualdade de renda está intimamente ligada a outras formas de distância social, de modo que os retornos econômicos à educação podem moldar as oportunidades de interação entre pessoas com diferentes níveis de escolaridade por meio de, por exemplo, segregação residencial e diferenças em estilos de vida (Schwartz e Mare, 2005; Torche, 2010; Mare, 2016). A desigualdade também afeta as penalidades ou ganhos econômicos associados a cruzar barreiras educacionais ao casar. Quanto maior a desigualdade entre os níveis educacionais, mais desvantajoso é ter um parceiro de status inferior. Isso incentiva a homogamia, pois tanto homens quanto mulheres estariam menos dispostos a “casar para baixo”.

1.3 O contexto brasileiro: pesquisas anteriores e tendências empíricas relevantes

Alguns estudos analisaram os padrões e tendências de seletividade marital por educação no Brasil e fornecem evidências suficientes para uma visão ampla do que mudou nas últimas décadas do século XX. Silva (2003) foi o primeiro a analisar esses padrões e tendências em ní-

vel nacional, usando dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 1981, 1990 e 1999. Estimando os chamados modelos de cruzamentos (ver seção Dados e Métodos abaixo), ele encontrou algumas regularidades anteriormente identificadas em outros países — notavelmente, que as chances de cruzar barreiras educacionais ao casamento eram menores quanto mais alto o nível educacional. As chances estimadas se mostraram bastante estáveis ao longo dos anos, mas Silva (2003) identificou um certo enfraquecimento da barreira ao intercassamento na base da distribuição educacional — sem escolaridade versus educação primária — na década de 1980 e um fortalecimento da barreira no topo da distribuição — ensino médio versus ensino superior — na década de 1990.

Ribeiro e Silva (2009) analisaram a seletividade marital por educação e raça usando os Censos de 1960, 1980 e 2000. Eles concluíram que o mercado marital brasileiro tornou-se muito mais fluido durante o período estudado, com as chances de cruzar tanto as barreiras raciais quanto a maioria das barreiras educacionais aumentando significativamente.² Por outro lado, eles também identificaram um aumento do fechamento social entre pessoas com pelo menos ensino superior incompleto e atribuíram essa tendência ao crescimento da proporção de mulheres no ensino superior.

Esteve e McCaa (2007) compararam padrões e tendências da seletividade marital por educação no Brasil e no México entre 1970 e 2000 usando dados censitários harmonizados e distinguindo entre casamentos e uniões consensuais. Eles não estimaram modelos de cruzamento, mas analisaram como as chances de homogamia variavam entre os níveis de escolaridade. Esteve e McCaa (2007) mostraram que, em comparação com o México, o Brasil tinha em geral níveis mais altos de homogamia entre pessoas com ensino superior e níveis mais baixos de hipergamia; e que os padrões e tendências eram virtualmente idênticos nos dois tipos de união em ambos os países. No Brasil, a homogamia aumentou ao longo do período para pessoas com ensino médio e, mais fortemente, para quem tinha ensino superior, enquanto diminuiu para quem tinha ensino fundamental e permaneceu basicamente estável para os menos escolarizados. Suas estimativas de estabilidade da homogamia na parte inferior da distribuição

² Cabe notar que Ribeiro e Silva (2009) não encontraram evidência de troca de status, isto é, troca de atributos raciais e educacionais entre cônjuges. Mas vide Gullickson e Torche (2014) para um refinamento conceitual e metodológico da hipótese de troca e evidência de sua ocorrência no Brasil.

diferem, portanto, dos achados de Silva (2003) e Ribeiro e Silva (2009), bem como das estimativas apresentadas no presente trabalho. Isso ocorre porque, ao estimar a homogamia específica por grupos com um “corner model” (Hout, 1983) — que controla pelo casamento entre grupos adjacentes em ambos os extremos da classificação educacional — e supor os efeitos temporais uniformes, Esteve e McCaa (2007) provavelmente subestimam o quanto a homogamia na base da distribuição foi substituída pelo intercasamento entre os dois níveis educacionais mais baixos.

Portanto, pesquisas anteriores no Brasil apontam para um aumento geral na heterogamia educacional, mas acompanhado de mais homogamia entre os mais escolarizados nas últimas décadas do século XX. Para contextualizar esses achados anteriores, compreender mudanças e continuidades e conjecturar sobre os desenvolvimentos futuros da homogamia educacional, é preciso considerar tendências sociais, econômicas e demográficas subjacentes à formação de uniões ao longo dos cinquenta e cinco anos cobertos aqui. Destacam-se aqui os fatores revisados na última seção, todos os quais passaram por profundas mudanças no Brasil: a distribuição da escolaridade, os papéis de gênero, a idade de formação de uniões e a desigualdade de renda.

Considerando seus efeitos diretos e indiretos sobre os mercados matrimoniais, a tendência mais importante é a expansão educacional que, embora heterogênea, levou a aumentos significativos na escolaridade da população. Comparado ao mundo desenvolvido e até mesmo a outros países latino-americanos, o Brasil demorou a garantir amplo acesso à educação básica. Em 1960, só 30% da população de 21 a 25 anos tinha ensino fundamental completo (Ribeiro, Ceneviva e Brito, 2015). O acesso das crianças ao sistema educacional só se aproximou da universalidade na década de 1990. A conclusão do ensino médio ainda está longe de ser universal, mas entre pessoas de 21 a 25 anos de idade ela aumentou de cerca de 5% em 1960 para pouco mais de 50% em 2010 (Ribeiro, Ceneviva e Brito, 2015). Respondendo a demandas de classes privilegiadas que já eram atendidas pela educação secundária, o ensino superior teve uma primeira onda de crescimento na década de 1970. Mas desde o final dos anos 1990 e, especialmente, os anos 2000, uma nova expansão e uma série de reformas resultaram em uma população universitária muito maior e mais diversa (Marteleto, Marschner e Carvalhaes, 2016). Assim, as coortes que atingiram a maioria neste século foram as primeiras a ter acesso quase universal

ao ensino fundamental, ao mesmo tempo em que enfrentam um grande gargalo na conclusão o ensino médio e têm oportunidades inéditas de ingresso no ensino superior.

Embora a desigualdade de oportunidades educacionais em geral diminuiu, a expansão produziu uma distribuição mais dispersa de níveis de escolaridade. Em 1960, cerca de dois terços dos jovens brasileiros tinham pouca ou nenhuma educação formal. Com esse grau de concentração, a homogamia educacional seria necessariamente alta mesmo que a escolaridade não desempenhasse qualquer papel na formação de uniões (Blau, Blum e Schwartz, 1982; Kalmijn, 1998). Consequentemente, o crescimento na variância dos níveis de escolaridade nas últimas décadas tende a diminuir a prevalência observada de homogamia, independentemente de mudanças na propensão líquida à heterogamia. Em outras palavras, a expansão educacional no Brasil tornou mais prováveis as uniões heterogâmicas simplesmente por ter mudado a distribuição da escolaridade na população. Isso não significa que as mudanças nos tamanhos dos grupos educacionais foram a única força reduzindo a homogamia, visto as pesquisas citadas acima mostram um enfraquecimento geral da associação *líquida* — isto é, independente de mudanças marginais — entre a escolaridade dos cônjuges. O fato de que a homogamia diminuiu com a expansão educacional no Brasil é de todo modo importante porque a literatura sobre países desenvolvidos aponta, como explicado na seção anterior, para um efeito oposto da expansão educacional nos níveis de homogamia (por exemplo, Blossfeld e Timm, 2003b).

A aparente divergência pode ser esclarecida se considerarmos qual o tipo de expansão educacional está em jogo. Nos países desenvolvidos, onde a participação no ensino fundamental era geralmente alta já nas primeiras décadas do século XX, as pesquisas sobre homogamia concentram-se principalmente na expansão do ensino médio ou superior (Blossfeld e Timm, 2003b). Por outro lado, a expansão educacional no Brasil durante a maior parte do período estudado aqui refere-se sobretudo ao ensino fundamental e médio (que juntos constituem o “Ensino Fundamental” no Brasil). O foco relativamente recente no ensino médio e superior — que, devido à faixa etária dos estudantes, são mais relevantes para a formação de uniões — muda esse contexto e destaca a necessidade de atualizar as tendências de seletividade marital para o presente século, bem como de detalhar a variação da homogamia entre os níveis educacionais.

A expansão educacional também aumentou a assimetria de gênero na escolaridade, visto

que, como aconteceu na maior parte do mundo, as mulheres brasileiras se beneficiaram mais do que os homens da expansão. Na década de 1980, as mulheres jovens ultrapassaram os homens no ensino médio e o mesmo ocorreu com o ensino superior na década de 1990 (Beltrão e Alves, 2009). O resultado é que as distribuições educacionais de maridos e esposas se tornaram mais desiguais (vide Figura 1 abaixo e Tabela 5 no Apêndice). Os efeitos das tendências de gênero no alcance educacional podem variar entre os grupos, bem como ser compensados ou reforçados por mudanças em preferências, normas sociais e oportunidades de interação. Nos níveis mais baixos de escolaridade, a reversão do hiato de gênero pode facilitar uniões hipogâmicas, aquelas em que a esposa é mais instruída. Por outro lado, como apontado por Ribeiro e Silva (2009) o crescimento na participação feminina no ensino superior pode reforçar a homogamia no topo da distribuição.

Também significativo para a formação de uniões é o aumento da participação feminina na força de trabalho. Em 1960, apenas 16,5% das mulheres em idade ativa estavam na força de trabalho, valor que aumentou para 52,6% (e 70% entre as mulheres mais jovens) em 2010 (Guimarães, Barone e Brito, 2015). Esse aumento, que continuou pelo menos até meados da década de 2010 (Ribeiro e Machado, 2018), foi acompanhado por uma transformação do perfil socioeconômico do trabalho feminino: antes típico de mulheres pobres e solteiras, ele passou a incluir cada vez mais esposas, mães e mulheres de classe média, um processo facilitado pelo aumento da escolaridade e pela expansão do setor de serviços (Itaboraí, 2017; Ribeiro e Machado, 2018). Essas mudanças sugerem uma reconfiguração de atitudes e papéis de gênero, o que, conforme discutido na seção anterior, pode tornar as perspectivas econômicas das mulheres mais relevantes para escolhas conjugais e promover a homogamia.

A redução do intervalo de tempo entre a saída da escola e a entrada em união é outra tendência relevante. À medida que os jovens brasileiros passam períodos mais longos de suas vidas na escola, é mais provável que seus relacionamentos amorosos surjam de redes sociais homogêneas em termos educacionais. Novamente, é importante destacar a expansão tardia do ensino médio no Brasil, pois esse nível, junto com o ensino superior, tem impacto maior nas chances de homogamia. As transições no curso de vida não são independentes umas das outras, de modo que as coortes mais jovens poderiam adiar a entrada em união de modo a compensar,

pelo menos parcialmente, o período mais longo de escolarização. No entanto, embora a idade média de entrada no casamento tenha de fato aumentado, a idade média à primeira união — ou seja, considerando também as uniões consensuais — permaneceu praticamente estável entre 1970 e 2010 (Fussell e Palloni, 2004; Esteve, López-Ruiz e Spijker, 2013; Vieira e Alves, 2016). Portanto, pelo menos no nível agregado, os jovens brasileiros têm, nas últimas décadas, passado menos tempo solteiros após deixarem o sistema educacional, o que deve aumentar as chances de homogamia. A estabilidade da idade média à primeira união, no entanto, esconde um aumento na variabilidade por classe e educação (Esteve, López-Ruiz e Spijker, 2013; Itaboraí, 2017). A entrada em união, portanto, tornou-se mais heterogênea, o que é parte de uma tendência mais ampla de despadronização do curso de vida (Camarano, 2006; Vieira, 2008; Ribeiro, 2014a). Este é outro fator que aponta para a importância de levar em conta tendências divergentes para diferentes grupos educacionais.

Retornos econômicos à educação historicamente altos são considerados um dos determinantes imediatos da alta desigualdade de renda no Brasil e na América Latina em geral. Como seria de se esperar, isso tem consequências importantes para a seletividade marital por educação. Torche (2010), por exemplo, mostrou que no Brasil, Chile e México, a força das barreiras ao intercasamento está fortemente associada às diferenças de rendimentos entre níveis educacionais. Exceto pela educação superior, o prêmio salarial por escolaridade em geral diminuiu no Brasil ao longo do período estudado aqui, especialmente desde os anos 1990, sendo a maior queda verificada nos retornos à educação primária (Menezes Filho e Kirschbaum, 2015). De fato, a diminuição nos retornos à educação foi uma das principais causas da queda na desigualdade de renda entre o final da década de 1990 e meados da década de 2010 (Lustig, Lopez-Calva e Ortiz-Juarez, 2013; Firpo e Portella, 2019). Além disso, pesquisas sobre mobilidade de classe indicaram retornos à educação decrescentes como um mecanismo chave para o aumento da fluidez social no Brasil entre os anos 1970 e 2000 (Torche e Costa-Ribeiro, 2010; Ribeiro, 2012).

O Brasil, portanto, apresenta uma variedade de tendências empíricas que apontam para efeitos divergentes, e talvez compensatórios, sobre a seletividade marital por educação. A expansão educacional pode diminuir a homogamia na base da distribuição e aumentá-la no topo. As mudanças nos papéis das mulheres e as tendências de gênero no alcance educacional apon-

tam para um aumento geral da homogamia, mas também podem facilitar uniões com uma esposa mais instruída entre a população com níveis de escolaridade mais baixos. A diminuição do intervalo de tempo entre a saída da escola e a entrada em união geralmente aumentaria a homogamia, mas a idade de formação de uniões também se tornou mais heterogênea. Os declínios nos retornos econômicos à educação reduziram desigualdades entre os níveis educacionais mais baixos. Descrevendo tanto tendências agregadas quanto a variação por sexo e educação, os resultados apresentados neste capítulo permitem avaliar como a combinação dos diferentes fatores apontados acima estruturou a seletividade marital por educação no Brasil nas últimas décadas.

1.4 Dados e métodos

Neste capítulo, utilizo dados dos seis Censos Demográficos brasileiros realizados entre 1960 e 2010 e da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 1992 a 2015. As amostras do Censo correspondem a 1,25% da população em 1960; 25% em 1970 e 1980; e cerca de 10% de 1991 a 2010. A PNAD é uma pesquisa realizada anualmente e conta com uma amostra representativa dos domicílios de todo o país. Além dos anos censitários, a PNAD não foi realizada em 1994, o que nos deixa com 21 bancos de dados para esta pesquisa entre 1992 e 2015. Até 2007, a PNAD não incluía domicílios rurais na região Norte — menos de 3% da população do país — e, portanto, esses casos foram excluídos dos anos subsequentes para manter a comparabilidade.

Foram selecionados todos os casais heterossexuais em que a mulher tinha de 20 a 34 anos e o homem de 20 a 39 anos. Isso resulta em amostras de cerca de 55.000 casais em 1960; 1,2 a 2 milhões em outros anos do Censo (ver Apêndice); e cerca de 18.000 a 24.000 em cada ano da PNAD. A faixa etária mais ampla para os homens deve-se ao fato de os maridos serem, em média, mais velhos do que suas esposas.³ Pessoas dentro da faixa etária selecionada têm

³ A mediana da diferença de idade era de 3 ou 4 anos na maior parte do período estudado. Não levar em conta essa diferença implicaria em selecionar positivamente pela homogamia por idade, visto que grande parte dos casais em que a mulher está próxima do limite superior da faixa etária ficariam de fora da amostra.

idade suficiente para ingressar no ensino superior e provavelmente estão na primeira união.⁴ Infelizmente, apenas os Censos de 1960 e 1991 perguntaram a data da formação da união e somente neste último é possível determinar se trata-se da primeira união do respondente. Dados longitudinais ou amostras de recém-casados são mais adequados para estimar tendências na formação de uniões, porque a dissolução seletiva das uniões, padrões de recasamento e a escolaridade alcançada após o início de um relacionamento podem enviesar as estimativas obtidas com dados do estoque de casamentos (Mare, 1991; Schwartz e Mare, 2005). Restringir as amostras a casais jovens é uma forma comum, ainda que imperfeita, de minimizar o viés. Schwartz e Mare (2012) examinaram em detalhe os três mecanismos mencionados (dissolução seletiva, recasamento e mudança de escolaridade após o início da união) e concluíram que seu efeito líquido é pequeno, mas o acúmulo de primeiros casamentos homogâmicos no estoque de casamentos ainda sim gera estimativas mais altas de homogamia do que as obtidas com amostras de recém-casados.

Os dados usados aqui incluem tanto casamentos civis (ou civis e religiosos) quanto uniões consensuais. Assim como em outros países da América Latina (Esteve, Lesthaeghe e López-Gay, 2012), as uniões consensuais cresceram acentuadamente no Brasil ao longo das últimas décadas e em 2010 compreendiam metade dos casais na faixa etária selecionada. Embora diferenças regionais e socioeconômicas persistam, as uniões consensuais tornaram-se mais comuns em todas as classes sociais e — considerando o aumento da idade ao casar associado à estabilidade da idade à primeira união — são, entre as coortes mais jovens, crescentemente um substituto para o casamento ou pelo menos uma longa experiência antes dele (Covre-Sussai *et al.*, 2015; Esteve *et al.*, 2016a; Laplante, Vieira e Barnabé, 2019). Na América Latina, casamentos e uniões consensuais seguem um padrão semelhante de seletividade marital por educação, mas as chances de homogamia são menores para as uniões consensuais (Esteve, McCaa e López, 2013). Esse hiato da homogamia por tipo de união, entretanto, diminuiu no Brasil: em 1970, as chances de homogamia eram 23% maiores para casamentos em relação a uniões consensuais; em 2000, esse valor era de 11% (cálculos baseados na tabela 4 de Esteve, McCaa e

⁴ Entre os respondentes de 20 a 34 anos da Pesquisa de Dimensões Sociais da Desigualdade (PDSD 2008), a união atual era a primeira para 95% dos casados e 79% dos que estavam em uniões consensuais. Os dados da PDSD estão disponíveis em <http://ceres.iesp.uerj.br/dados/>.

López, 2013). Como vários estudos sobre a América Latina e outros contextos (por exemplo, López-Ruiz, Esteve e Cabré i Plá, 2008; Solís, Pullum e Bratter, 2007; Ribeiro e Silva, 2009; Bouchet-Valat, 2015), combino aqui casamentos e uniões consensuais e não faço distinção entre os tipos de união ao longo das análises.

Maridos e esposas foram classificados em cinco grupos educacionais, levando em consideração transições relevantes no sistema educacional brasileiro: menos do que o ensino primário (0 a 3 anos de estudo); ensino primário ao fundamental incompleto (4 a 7 anos); fundamental completo (8); ensino médio completo ou incompleto (9-11 anos); e pelo menos educação superior incompleta (12 ou mais anos).

Os padrões e mudanças na distribuição de casais são, em parte, determinados pela distribuição da escolaridade de homens e mulheres, ou seja, pelos tamanhos dos grupos que compõem a análise. Para distinguir a associação estatística líquida entre a educação dos cônjuges dos efeitos dos marginais da tabela, estimo uma série de modelos log-lineares para a tabela de contingência formada pelo cruzamento entre educação do marido, educação da esposa e ano ($5 \times 5 \times 6 = 150$ células para Censo; $5 \times 5 \times 21 = 525$ células para PNAD). Esse tipo de modelo é extensamente utilizado no estudo da seletividade marital e da mobilidade social, porque é muito flexível e permite especificações detalhadas da associação entre variáveis categóricas. Um modelo de independência que inclui os efeitos dos tamanhos dos grupos e suas mudanças ao longo do tempo, mas nenhuma associação entre a escolaridade dos cônjuges tem a seguinte equação:

$$\ln\left(\frac{F_{ijk}}{t_{ijk}}\right) = \lambda + \lambda_i^H + \lambda_j^W + \lambda_k^Y + \lambda_{ik}^{HY} + \lambda_{jk}^{WY} \quad (1)$$

onde i indexa a educação do marido (H), j a educação da esposa (W) e k o ano (Y); F_{ijk} é a frequência esperada da célula ijk ; λ_i^H , λ_j^W e λ_k^Y são os efeitos principais da educação do marido, educação da esposa e ano; e λ_{ik}^{HY} e λ_{jk}^{WY} são interações que ajustam as mudanças nos tamanhos dos grupos educacionais ao longo dos anos. Os pesos fornecidos com os dados do Censo e da PNAD foram normalizados para preservar os tamanhos das amostras e incluídos por meio do *offset* t_{ijk} , que é igual ao inverso da razão entre a frequência ponderada de cada

célula e sua frequência não ponderada (Clogg e Eliason, 1987; Schwartz e Mare, 2005). Para a amostra de 1960, que é autoponderada, $t_{ijk} = 1$. Padrões e tendências de seletividade marital podem ser analisados por meio de diferentes parametrizações da interação entre a escolaridade dos cônjuges (λ_{ij}^{HW}) e sua variação ao longo do tempo (λ_{ijk}^{HWY}).

O foco aqui é em três tipos de parâmetro para descrever tendências na seletividade marital: homogamia geral, homogamia específica e de barreiras educacionais. O modelo de homogamia geral captura a associação entre escolaridade dos cônjuges com um único parâmetro que contrasta os casos localizados na diagonal principal da tabela de cada ano com os casos fora da diagonal. Em outras palavras, ele estima a propensão geral à homogamia educacional. O modelo de homogamia específica estende essa especificação, atribuindo um parâmetro diferente para cada célula da diagonal, o que permite que o nível e a evolução da homogamia variem entre os grupos educacionais. O modelo de cruzamentos (ou barreiras) é especialmente interessante e foi amplamente utilizado no estudo da seletividade marital (Mare, 1991; Schwartz e Mare, 2005; Ribeiro e Silva, 2009). Ele pressupõe que o padrão de casamentos entre diferentes níveis educacionais é função de uma série de “barreiras” entre grupos adjacentes, com níveis variáveis de permeabilidade. Assim, a probabilidade de uma determinada combinação entre a educação dos cônjuges depende não apenas de *quantas*, mas também de *quais* barreiras são cruzadas: um casal que cruza a fronteira entre o Ensino Fundamental e o Médio pode ser mais ou menos comum do que um que cruza aquela entre o Médio e o Superior. Com cinco níveis de escolaridade, há quatro barreiras a serem estimadas.

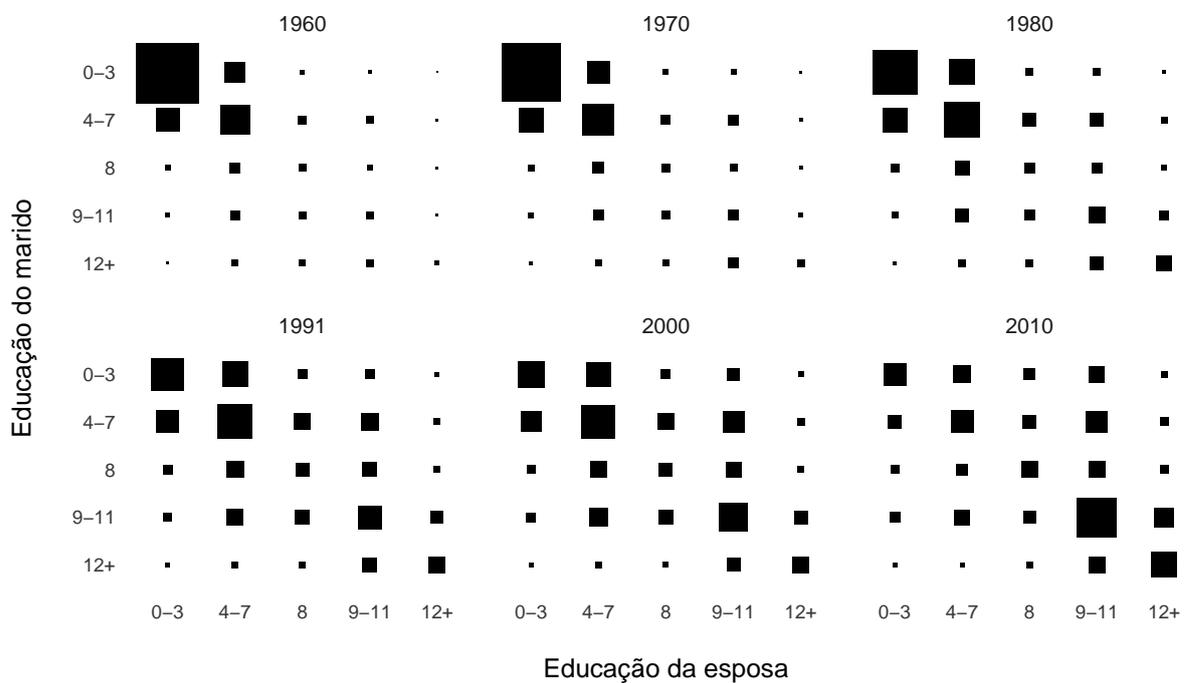
Devido ao crescimento populacional e à variação nas frações amostrais, os tamanhos das amostras variam substancialmente entre os Censos. Essa discrepância pode gerar problemas na avaliação do ajuste dos modelos, visto que os desvios relativos nos anos com amostras maiores teriam peso desproporcional. Para evitar esse problema, adotei o procedimento comum de padronizar os tamanhos de amostra (Ultee e Luijkx, 1990; Raymo e Xie, 2000; Ribeiro e Silva, 2009), multiplicando as frequências de cada ano por uma constante de modo que todos os anos tivessem o mesmo tamanho de amostra (5.000 casos). Os parâmetros de interação do modelo log-linear são invariantes ao tamanho da amostra, portanto esse procedimento não compromete a análise da associação nas tabelas. Não padronizo o tamanho das amostras da PNAD porque

elas têm magnitude semelhante ao longo dos anos.

1.5 Resultados

1.5.1 Resultados descritivos

Figura 1 - Cruzamento entre escolaridade dos cônjuges, por ano



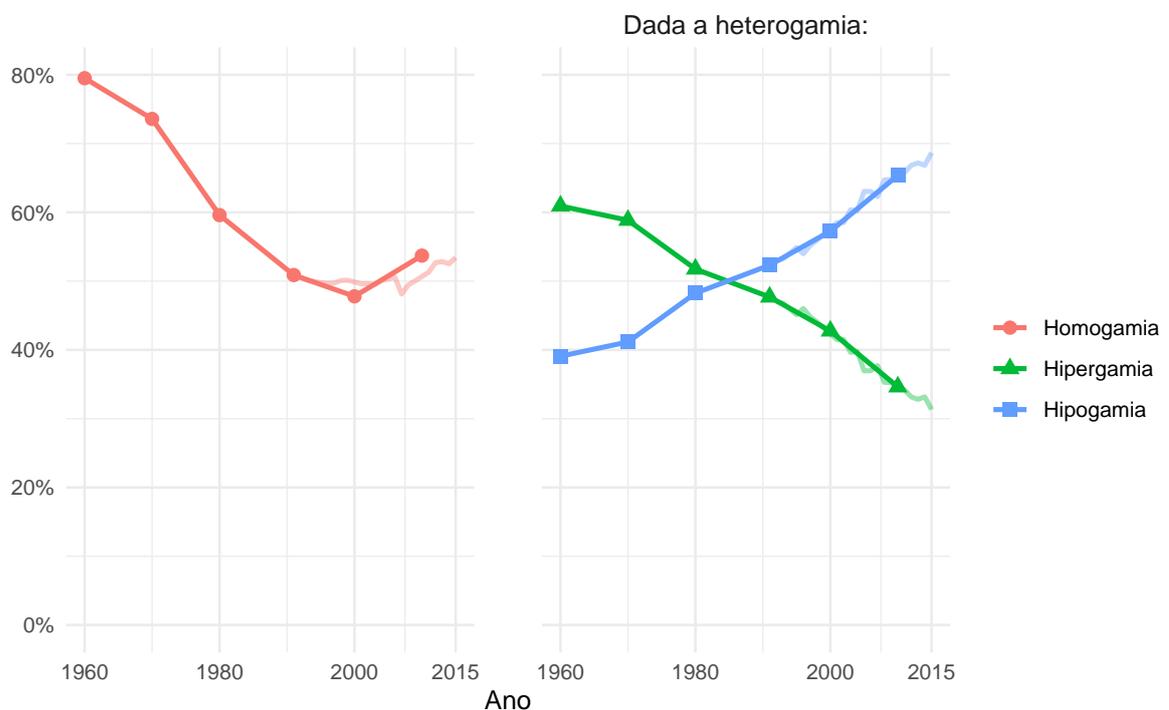
Fonte: O autor, 2020

A Figura 1 ilustra o cruzamento entre a educação de maridos e esposas nos seis anos do Censo, revelando uma mudança substancial na distribuição educacional conjunta dos casais ao longo de cinco décadas. Os tamanhos dos quadrados são proporcionais à frequência ponderada na célula correspondente em cada ano — os valores exatos são mostrados no Apêndice. O baixo nível de escolarização da população em 1960 se reflete em uma distribuição extremamente concentrada no canto superior esquerdo. Em 65% dos casais naquele ano, tanto o homem quanto a mulher estavam no nível educacional mais baixo, com pouca ou nenhuma escolaridade. Casais em que ambos os cônjuges tinham até 7 anos de estudo — as quatro células no canto superior

esquerdo — representavam 92% da amostra.

As décadas seguintes se caracterizam basicamente pela desconcentração dessa distribuição. Em 2015, a combinação mais frequente (ambos os cônjuges com 9 a 11 anos de estudo) compreendia 32% dos casais e mesmo a soma de todos os casais homogâmicos totalizava uma porcentagem menor do que a célula da base da hierarquia educacional em 1960. Ou seja, o crescimento da escolarização claramente se traduziu em maior heterogeneidade nas configurações educacionais dos casamentos.

Figura 2 - Tendências nos arranjos educacionais dos casais



Nota: Percentuais para hipergamia e hipogamia (femininas) foram computadas apenas para casais heterogâmicos e portanto somam 100%. Dados do Censo e da Pnad são mostrados em tons escuros e claros, respectivamente.
Fonte: O autor, 2020

Essas mudanças são resumidas pela Figura 2, que ilustra a evolução temporal do percentual de casais homogâmicos e, para os casos que os níveis de escolaridade dos cônjuges diferiam (heterogamia), dos percentuais de hipergamia e hipogamia.⁵ Os valores para as PNADs

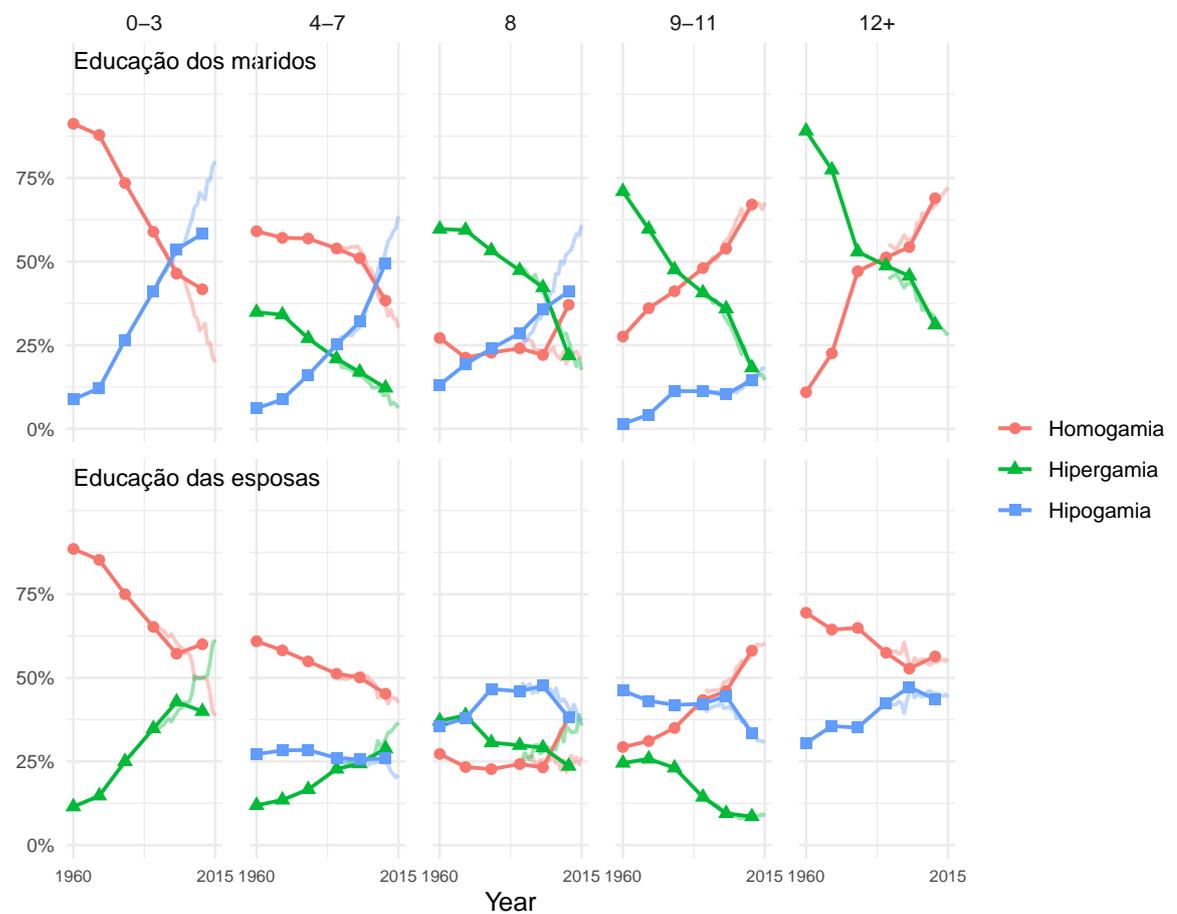
⁵ Como é padrão na literatura, hipergamia e hipogamia são definidas aqui a partir da perspectiva das mulheres. Portanto, ao longo do texto, hipogamia sempre se refere a casais em que a mulher tem menos educação que seu parceiro — e vice-versa para hipogamia.

são mostrados em tons mais claros. O resultado que primeiro chama a atenção é que, após quatro décadas de diminuição contínua, a homogamia educacional aumentou na primeira década do século XXI. Partindo de 79,5% em 1960, o percentual de casais com a mesma escolaridade atingiu o mínimo de 47,8% em 2000 e subiu para 53,7% em 2010. Os dados da PNAD, que sugerem estabilidade entre a década de 1990 e início dos anos 2000, também mostram uma tendência de alta a partir de 2008. O declínio até 2000 já havia sido identificado por pesquisas anteriores (Silva, 2003; Esteve e McCaa, 2007; Ribeiro e Silva, 2009) mas esta é, até onde sei, a primeira vez que se reporta um aumento da homogamia geral no Brasil.

Outra tendência notável é a forte redução da hipergamia, que compreendia 61% dos casais heterogâmicos em 1960 e apenas 31% em 2015. Essa redução se encaixa na tendência global de declínio da hipergamia, resultado da expansão educacional e consequente reversão do hiato de gênero no alcance educacional (Esteve *et al.*, 2016b). Mas a hipergamia diminuiu mais rápido do que seria esperado considerando-se apenas as mudanças nas distribuições educacionais de homens e mulheres. De fato, ela tornou-se menos comum do que o esperado se os casais fossem formados aleatoriamente (vide próxima seção para um modelo que inclui um parâmetro de hipergamia). Isso sugere que mudanças nas normas sociais e preferências individuais sobre características dos parceiros reforçaram o efeito estrutural das distribuições educacionais. No entanto, cabe notar que, por causa da diminuição da homogamia, a proporção de hipergamia entre todos os casais era na verdade maior em 2015 do que em 1960.

Essas tendências agregadas, entretanto, podem ser bem diferentes se considerarmos as perspectivas de homens e mulheres em partes distintas da distribuição educacional. Por causa da estratificação de gênero no alcance educacional e em outras transições de curso de vida, as populações de potenciais parceiros disponíveis para homens e mulheres jovens não são simétricas. Existem também efeitos de “piso” e “teto” que limitam as combinações disponíveis para indivíduos em qualquer dos extremos da distribuição educacional (Mare, 1991) — ou seja, com qualquer classificação utilizada alguém que tenha o mínimo de escolaridade só pode, por definição, ter um parceiro igualmente ou mais escolarizado. Portanto, mesmo sob a suposição irreal de que as preferências não variam por gênero e nível educacional, a variação no tamanho dos grupos implica que as chances de encontrar um parceiro com a mesma escolaridade dife-

Figura 3 - Tendências nos arranjos educacionais dos casais, por escolaridade de maridos e esposas



Nota: Dados do Censo e da Pnad são mostrados em tons escuros e claros, respectivamente.
Fonte: O autor, 2020

riam entre, por exemplo, uma mulher com ensino médio, um homem com ensino médio e uma mulher com ensino superior em 2010.⁶ E, fato essencial para as análises apresentadas aqui, as *tendências* nessas chances também podem ser estratificadas por gênero, novamente porque as mulheres se beneficiaram mais da expansão educacional.

A Figura 3 ilustra essa heterogeneidade ao separar os percentuais de homogamia, hipergamia e hipogamia pela educação de maridos e esposas. Este detalhamento nos permite notar alguns padrões interessantes. Uma tendência comum a homens e mulheres é que a homogamia nos dois níveis educacionais mais baixos diminuiu quase que continuamente ao longo do período. Da perspectiva dos homens com menor escolaridade, a homogamia foi em grande parte substituída pela hipogamia (feminina), de modo que em 2000 ser o parceiro com menor escolaridade era o arranjo mais comum para eles. De fato, a hipergamia diminuiu e a hipogamia aumentou, com intensidade variável, para todos os níveis educacionais dos maridos para os quais esses arranjos são possíveis.

Não há mudança de hipergamia para a hipogamia se considerarmos a perspectiva das mulheres, em parte porque a distribuição dos três arranjos possíveis (homogamia, hipergamia, hipogamia) era, na maior parte do período, um pouco mais heterogênea para as mulheres do que para os homens em cada nível educacional — pode-se comparar, por exemplo, os painéis para maridos e esposas com 8 anos de estudo. A prevalência de hipergamia na verdade aumentou ao longo dos anos para mulheres nos dois grupos menos escolarizados. Assim, ter um parceiro mais escolarizado tornou-se mais comum tanto para homens quanto para mulheres nos níveis mais baixos da distribuição.

Também compartilhado por homens e mulheres é o crescimento ininterrupto da homogamia no grupo com pelo menos o ensino médio incompleto (9-11 anos), que em 2010 já tinha um nível semelhante ao observado para os mais escolarizados. Por outro lado, é entre homens e

⁶ Essas distinções apenas são apenas exemplos de como as condições dos mercados matrimoniais influenciam a escolha conjugal. Pelo menos em países grandes e diversos como o Brasil, unidades geográficas mais desagregadas como regiões metropolitanas podem capturar melhor as condições demográficas e a estrutura de oportunidades que moldam a busca por parceiros. Essas unidades são uma espécie de meio termo entre os contextos nacionais e os “contextos organizados de interação” (Kalmijn e Flap, 2001) onde as pessoas podem se conhecer, como escolas, locais de trabalho e igrejas. Vide Blau, Blum e Schwartz (1982) para uma explicação clássica dessas questões. Tomás (2017) e Esteve e López-Ruiz (2010) analisam a variação regional nos padrões de casamento no Brasil e na América Latina, respectivamente.

mulheres no topo da hierarquia educacional que a assimetria de gênero e os efeitos das mudanças na distribuição de escolaridade ficam mais evidentes. Em 1960, cerca de 90% dos poucos maridos com pelo menos alguma educação universitária tinham esposas menos escolarizadas, porque alcançar o ensino superior era mais raro ainda para as mulheres. A maioria (69%) das mulheres nesse grupo, entretanto, estava em uma relação homogâmica. À medida que a proporção de mulheres com ensino superior se aproxima da dos homens, até ultrapassá-la na década de 1990, as tendências divergem: para os homens, a homogamia aumenta continuamente; para as mulheres, diminui na maior parte do período e aumenta um pouco entre 2000 e 2010. Logo, a homogamia no topo da hierarquia educacional tornou-se mais comum para os homens do que para as mulheres. Em outras palavras, devido à reversão do hiato de gênero, encontrar um parceiro com o mesmo nível educacional agora é mais fácil para homens com alto nível de escolaridade do que para mulheres com alto nível de escolaridade. Note-se que as tendências nos dados da PNAD em geral concordam com os Censos, mas há algumas diferenças visíveis: por exemplo, a série de dados da PNAD não corrobora o aumento da homogamia entre 2000 e 2010 para homens e mulheres com 8 anos de estudo e para mulheres com 0 a 3 anos de estudo.

1.5.2 Modelos log-lineares

A Tabela 1 apresenta estatísticas de ajuste para vários modelos log-lineares que descrevem tendências na seletividade marital por educação. Os modelos foram estimados separadamente para os dados do Censo e da PNAD. A estatística G^2 , ou razão de verossimilhança, é uma medida de desvio — ou seja, incongruência entre as frequências observadas e previstas pelo modelo — que segue aproximadamente uma distribuição qui-quadrado. A seleção do melhor modelo será baseada no *Bayesian Information Criterion* (BIC), que ajusta o G^2 pelo tamanho da amostra e graus de liberdade utilizados pelo modelo, favorecendo modelos parcimoniosos (Raftery, 1995). Quanto menor ou mais negativa a estatística BIC, melhor o ajuste do modelo.

O modelo 1 é o modelo de independência, que estima os tamanhos dos grupos educacionais e suas mudanças ao longo do tempo, mas pressupõe que não existe associação entre a

Tabela 1 - Modelos log-lineares para tendências da seletividade marital

Model	Censo			Pnad		
	G ²	df	BIC	G ²	df	BIC
1 HY + WY	16241,5	96	15251,8	55103,6	336	51218,9
2 Model 1 + HW	801,1	80	-23,6	472,4	320	-3227,3
3 Model 2 + OY	469,5	75	-303,7	427,8	300	-3040,7
4 Model 2 + DY	233,2	55	-333,8	199,6	220	-2344,0
5 Model 2 + CY	181,9	60	-436,7	180,0	240	-2594,9
6 Model 2 + CY + IY	30,9	45	-433,0	103,9	180	-1977,2
7 Model 2 + CY + IY + PY	15,2	40	-397,2	76,1	160	-1773,8

Notas:

Censo: N (padronizado) = 30.000; N (original) = 7.414.412; células = 150.

Pnad: N = 465.083; células = 525.

Termos do modelo (número de parâmetros entre parênteses): H = educação do marido (4); W = educação da esposa (4); Y = Ano (5 para Censo, 20 para Pnad); O = Homogamia geral (1); D = Diagonal principal/homogamia específica (5); C = Cruzamentos/Barreiras (4); I = Homogamia nos três níveis educacionais intermediários (3); P = hipergamia (1).

educação do marido e a da esposa. Assim, ele testa a hipótese de que os padrões e tendências da seletividade marital são determinados unicamente pelas distribuições educacionais de homens e mulheres em cada ano. Como era de se esperar, esse modelo não se ajusta bem aos dados. O modelo 2 permite a interação irrestrita entre a educação dos cônjuges, mas pressupõe que ela é constante no tempo. Esse modelo melhora muito o ajuste e explica a maior parte da associação entre a escolaridade dos cônjuges, como mostra a redução da estatística G^2 . Isso sugere que o padrão geral de seletividade marital por educação no Brasil é bastante estável. De fato, os dados da PNAD, que cobrem o período de 1992 a 2015, favorecem este modelo (ver estatística BIC), indicando que as reduções do G^2 nos modelos seguintes não compensam a complexidade adicional.

Note-se de que, ao incluir que a interação completa HW , o modelo 2 captura todos os padrões possíveis de associação transversal entre a escolaridade dos cônjuges. Se adicionássemos a interação HWY , teríamos um modelo saturado, que reproduz perfeitamente os dados observados. É possível descrever a associação transversal entre a educação dos cônjuges com menos parâmetros (cf. Silva, 2003; Ribeiro e Silva, 2009) mas, como o principal objetivo aqui é analisar as mudanças na força da associação, tomo o modelo 2 como base e foco em especifica-

ções mais parcimoniosas para as tendências.⁷ Nos parágrafos seguintes, prossegue-se avaliando o ajuste dos modelos para os dados censitários. Os parâmetros estimados com dados da PNAD e mostrados nas próximas duas seções mostram que, embora o ajuste dos modelos indique estabilidade nesses dados, existem mudanças perceptíveis nas chances de homogamia e de cruzar barreiras educacionais .

O modelo 3 adiciona a tendência para a homogamia geral, a propensão generalizada a formar uniões dentro de um mesmo grupo educacional. Essa tendência melhora o ajuste e dá conta de cerca de 40% da associação não explicada pelo modelo anterior. O modelo 4, especifica as mudanças na homogamia específica dos grupos educacionais, incluindo a interação do ano com parâmetros distintos para cada célula da diagonal principal. O ajuste é novamente melhor do que o do modelo anterior, sugerindo que as tendências nas chances de homogamia não são iguais para todos os grupos.

Mudando o foco de uniões homogâmicas para heterogâmicas, o modelo 5 (cruzamentos) parametriza as tendências na seletividade marital como mudanças nas chances de cruzar as quatro barreiras que separam grupos educacionais adjacentes. Este modelo reduz ainda mais a estatística G^2 e melhora consideravelmente o ajuste pela estatística BIC. Contribui para a boa capacidade explicativa desse modelo o fato de que ele ajusta exatamente a primeira e a última célula da diagonal principal (Hout, 1983). Em outras palavras, o modelo de cruzamentos leva em consideração não apenas a permeabilidade das barreiras educacionais, mas também a homogamia nos dois extremos da hierarquia educacional. Estendendo essa especificação, o modelo 6 adiciona ao modelo 5 as tendências de homogamia específica para os três grupos educacionais intermediários. O modelo 6 diminui a estatística G^2 , mas não é melhor que o anterior de acordo com a estatística BIC. Ou seja, o poder explicativo obtido com as tendências de homogamia para os grupos educacionais intermediários não é suficiente para compensar a complexidade adicionada.

Por fim, o modelo 7 adiciona uma dimensão assimétrica ao modelo 6 ao incluir a tendência nas chances de hipergamia, a propensão geral para uniões em que a mulher tem menos escolaridade do que o homem. Embora seu ajuste seja muito pior pela estatística BIC, o modelo

⁷ Mare (1991) e Schwartz e Mare (2005), entre outros, usam a mesma abordagem.

7 é interessante porque testa rigorosamente a diminuição da hipergamia e confirma sua trajetória impressionante. Com base nesse modelo, as chances de hipergamia caíram 50% entre 1960 e 2010, mesmo quando são controladas as mudanças na distribuição educacional, na força da homogamia e nas barreiras educacionais.

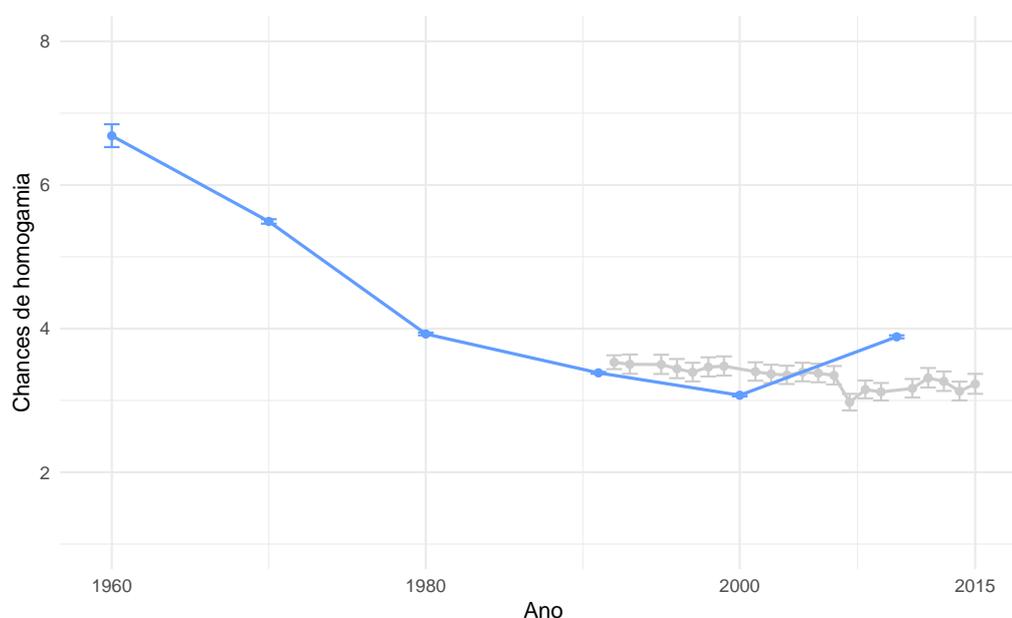
O modelo 5 é, portanto, o que melhor se ajusta os dados do Censo considerando a estatística BIC, o que equivale a dizer que as tendências de seletividade marital por educação no Brasil entre 1960 e 2010 são adequadamente descritas por mudanças na dificuldade de cruzar barreiras entre grupos educacionais adjacentes e na homogamia no topo e na base da distribuição educacional. Nas próximas duas seções, apresento os parâmetros para as barreiras educacionais obtidos com o modelo 5, mas também as estimativas dos modelos 3 e 4, embora eles não se ajustem tão bem aos dados. Exatamente porque não fazem distinções entre as células fora da diagonal principal, os modelos 3 e 4 fornecem informações importantes ao permitir a comparação entre casamentos homogâmicos e casamentos heterogâmicos tomados como um todo. Em outras palavras, as tendências nas chances de homogamia — seja geral ou específica — não são suficientes para explicar as mudanças na seletividade marital no Brasil, mas são ainda assim de interesse substantivo.

Por causa do termo de associação transversal completa (HW), os coeficientes de homogamia e cruzamentos para o ano base (ou seja, a categoria de referência para OA , DA e CA) nos modelos 3, 4 e 5 não são interpretáveis. Dessa forma, eu sigo a estratégia de Schwartz e Mare (2005, n. 8) e calculo as chances em algumas etapas. Primeiro, os coeficientes para as *tendências* de homogamia e cruzamentos — ou seja, mudanças no log das chances em comparação com o ano base — são obtidos a partir dos modelos completos apresentados na Tabela 1. Em seguida, os coeficientes para o *nível* da associação — log das chances de homogamia ou cruzamentos no ano base — são obtidos a partir de versões reduzidas daqueles modelos, nas quais o termo HW é eliminado. Finalmente, as estimativas para cada ano são obtidas tomando-se o exponencial da soma dos coeficientes de tendência com o respectivo coeficiente de nível. O ano base escolhido não influi nas tendências estimadas, mas muda o nível absoluto das chances. Uso 1991 e 1992 como anos base para os dados do Censo e da PNAD, respectivamente, porque

eles estão próximos do meio do período coberto pelas análises.⁸ Além disso, os coeficientes foram estimados usando as frequências originais — e não as padronizadas usadas para a seleção do modelo, que, vale repetir, não afetam as estimativas pontuais — de modo a obter erros padrão e intervalos de confiança corretos. Devido às amostras muito grandes, as estimativas de incerteza não são muito relevantes para o Censos, mas são úteis para avaliação dos resultados obtidos com dados da PNAD.

1.5.3 Chances de homogamia: o fim de quatro décadas de declínio

Figura 4 - Chances de homogamia, por ano



Nota: Barras de erro correspondem a IC 95%. Estimativas com dados da Pnad são mostradas em cinza.
Fonte: O autor, 2020

As figuras 4 e 5 mostram as tendências nas chances de homogamia geral e específica estimadas pelos modelos 3 e 4, respectivamente. Pela Figura 4 fica claro que, controlando-se

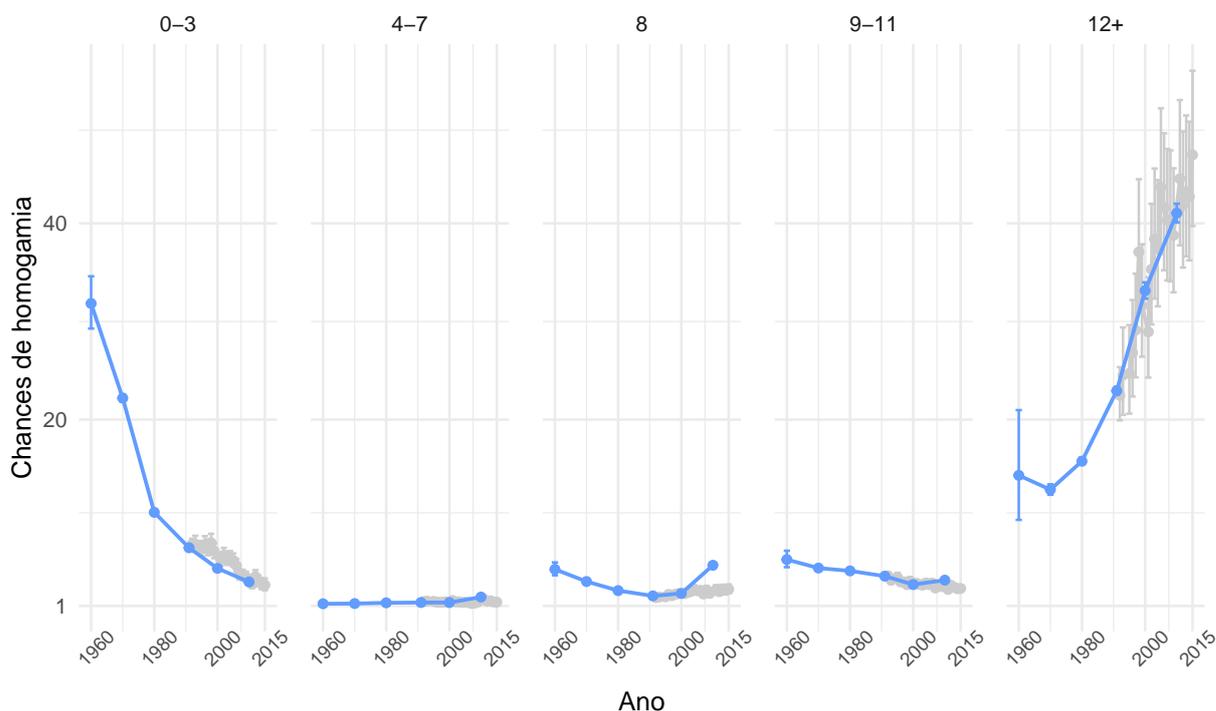
⁸ Na prática, apenas as chances de homogamia específica apresentam diferenças de nível relevantes de acordo com o ano base. Note-se que a escolha de um nível como base serve apenas para fornecer uma interpretação mais substantiva das tendências. Uma abordagem alternativa seria definir as chances para o ano base como 100, de modo que as tendências pudessem ser interpretadas como mudanças percentuais. De qualquer forma, as linhas dos gráficos seriam exatamente as mesmas, mas com escalas diferentes.

pelas mudanças na distribuição da escolaridade da população brasileira, a homogamia diminuiu continuamente de 1960 até pelo menos a década de 1990. No início do período, formar uniões dentro do mesmo nível educacional era sete vezes mais provável do que a heterogamia; quatro décadas depois, a homogamia era apenas três vezes mais provável. A maior parte da diminuição aconteceu entre 1960 e 1980. A estimativa para 2010 sugere que as chances de homogamia aumentaram no presente século, de forma similar aos percentuais mostrados na Figura 2. De fato, as chances de homogamia em 2010 eram quase as mesmas de 1980 e 26% maiores do que em 2000. Esse resultado dá apoio à hipótese de que a expansão do ensino superior aumenta a homogamia e talvez sugira para uma tendência em forma de U, tal como encontrada em outras sociedades que passaram por grandes mudanças educacionais (Hu e Qian, 2016).

Os dados da PNAD, por outro lado, não indicam aumento nas chances de homogamia e mostram a associação como bastante estável desde a década de 1990. A divergência entre os dados do Censo e da PNAD nos anos mais recentes — aumento versus estabilidade nas chances de homogamia — persiste em especificações alternativas de modelos, como a parametrização mais parcimoniosa da associação transversal e o modelo log-multiplicativo “unidiff” (Xie, 1992). Essa divergência, portanto, provavelmente se deve a diferenças na cobertura e no desenho da amostral das duas pesquisas.⁹ Dessa forma, pelos dados da PNAD o aumento no percentual de homogamia mostrado na Figura 2 deve ser atribuído simplesmente às mudanças na distribuição educacional.

A Figura 5 ilustra como as tendências na homogamia variam de acordo com o grupo educacional. As mudanças mais notáveis estão nos extremos da distribuição. Entre os menos escolarizados, a homogamia caiu drasticamente ao longo do período e, pelos dados do Censo, eles formam o único grupo em que a homogamia continuou a diminuir desde a virada do século. Assim como na homogamia geral, a maior parte dessa redução ocorreu entre 1960 e 1980. É evidente que a queda na homogamia na base da distribuição foi a grande responsável pela redução na associação geral entre a educação dos cônjuges. Entre os mais escolarizados, por outro lado, as chances de homogamia já eram altas no início do período e mais do que triplica-

⁹ A mensuração da educação é semelhante o suficiente nos Censos e na PNAD para que a classificação usada aqui seja comparável entre as fontes de dados.

Figura 5 - Chances de homogamia, por nível educacional e ano

Nota: Barras de erro correspondem a IC 95%. Estimativas com dados da Pnad são mostradas em cinza.
 Fonte: O autor, 2020

ram até 2015. Curiosamente, o aumento é relativamente constante e não parece especialmente acentuado durante os dois períodos de expansão do ensino superior (anos 1970 e 2000-2010).

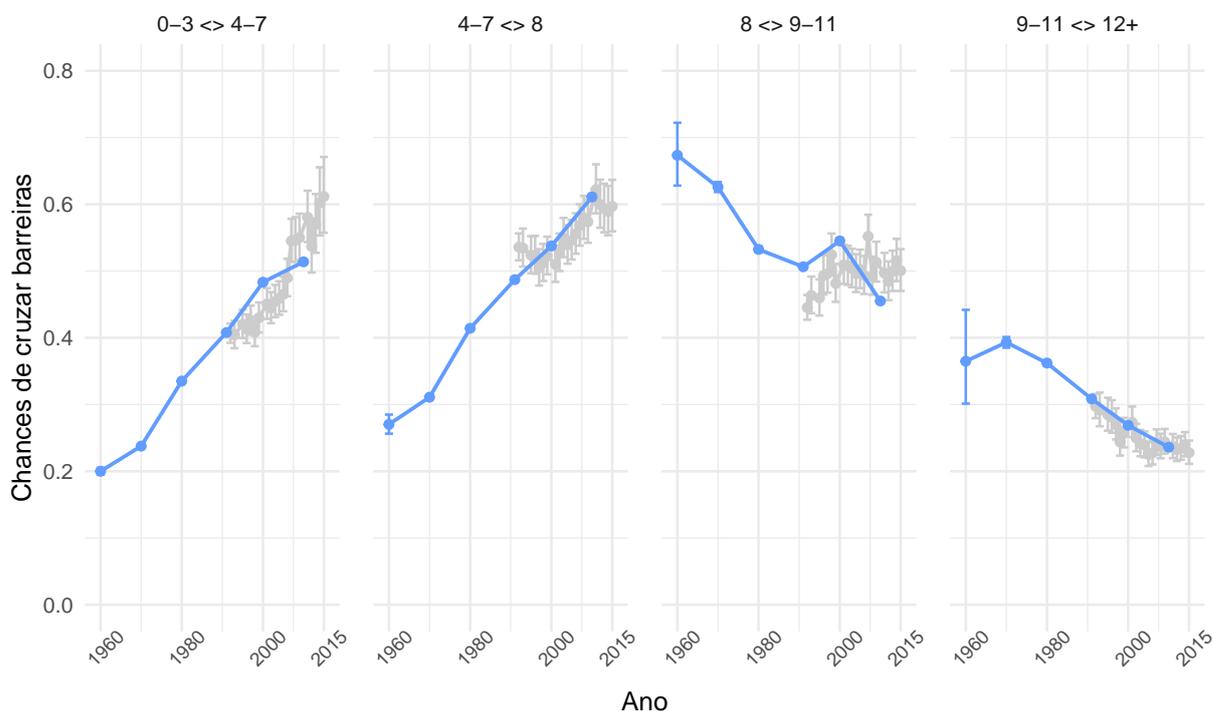
As tendências mostradas na Figura 5 são em geral as mesmas nas duas fontes de dados, exceto pelo aumento mais recente da homogamia entre quem tinha 8 ou 9-11 anos de estudo que é mostrado pelos dados do Censo e não corroborado pela PNAD. Para o grupo de 9 a 11 anos, o aumento é pequeno (mudança de 14% nas chances entre 2000 e 2010) mas pode ter um grande impacto na associação geral porque este nível de escolaridade é o inclui a maior parcela da população em 2010: cerca de 43% das esposas e 37% dos maridos. O fato de que as estimativas da PNAD sugerem que a homogamia para esse grupo continuou diminuindo no século XXI pode explicar a diferença entre as fontes de dados mostrada na Figura 4.

1.5.4 Chances de cruzar barreiras educacionais: fluidez na base, mais fechamento no topo

As tendências nas chances de cruzar as quatro barreiras educacionais, estimadas a partir do modelo 5, são apresentadas na Figura ???. Esses parâmetros capturam a permeabilidade das fronteiras entre grupos educacionais adjacentes, de modo que valores maiores indicam maiores chances de cruzar determinada barreira — em comparação com a homogamia nos grupos adjacentes — e, portanto, mais fluidez naquele ponto da distribuição educacional. Por exemplo, um valor de 0,4 para as chances de cruzar uma barreira significa que o casamento entre grupos adjacentes é 60% menos provável que a homogamia nesses grupos. As uniões heterogâmicas podem cruzar uma ou mais barreiras: um casal no qual um dos cônjuges tem 0 a 3 anos de estudo e o outro 4 a 7 anos de estudo cruza apenas uma barreira; se um dos cônjuges tem ensino fundamental (8 anos) e o outro tem pelo menos o superior incompleto, duas barreiras diferentes são cruzadas, e assim por diante. As chances de uma união que cruza mais de uma barreira correspondem ao produto das chances para cada barreira cruzada (ou seja, os coeficientes de cruzamento exponenciados). A Tabela 6, no Apêndice, ilustra esse cálculo apresentando as chances de cruzamento para todas as combinações heterogâmicas possíveis em 1960, 1991 e 2010.

A Figura ??? revela o grande aumento na fluidez na base da hierarquia educacional, o que também foi indicado pelas chances de homogamia específica mostradas na Figura 5. As chances de cruzar a primeira barreira triplicaram (0,20 para 0,61) entre 1960 e 2015. O casamento entre pessoas com 4 a 7 anos de estudo e aquelas com 8 anos também se tornou muito mais comum, aumentando de 0,27 a 0,59. Esse aumento nas chances de cruzar as duas primeiras barreiras foi em geral contínuo ao longo do período.

Por outro lado, as outras duas barreiras — separando cônjuges com ensino fundamental (8) daqueles com pelo menos o médio incompleto (9-11) e os últimos daqueles com pelo menos o superior incompleto — tornaram-se mais rígidas ao longo do período. O casamento entre os mais escolarizados e aqueles com 9 a 11 anos de estudo tinha 0,36 vezes as chances de homogamia em 1960 e 0,23 em 2015. Curiosamente, até os anos 1970 era mais fácil cruzar a barreira entre o ensino médio e o superior do que as duas barreiras na base da distribuição,

Figura 6 - Chances de cruzar barreiras educacionais, por ano

Nota: Barras de erro correspondem a IC 95%. Estimativas com dados da Pnad são mostradas em cinza.
 Fonte: O autor, 2020

provavelmente porque havia poucas mulheres no ensino superior. Como mostrado pela Figura - fig. 3, a hipergamia era até os de 1980 a norma para homens altamente escolarizados. O hiato de gênero na educação superior foi invertido, mas sua magnitude era em 2015 bem menor do que em 1960 e por isso ficou mais fácil formar uniões homogâmicas no topo da distribuição. Novamente, as estimativas do Censo e da PNAD são em geral similares, exceto pela diminuição, a partir de 2000, das chances de cruzar as duas barreiras no topo, que é mostrada pelo Censo mas não pela PNAD.

Tomadas em conjunto, as tendências na homogamia específica e nas barreiras ao intercambiamento mostram claramente a consolidação de um padrão já apontado por pesquisas anteriores sobre seletividade marital por educação no Brasil: muita fluidez na base da distribuição e mais fechamento no topo. Em se tratando da formação de uniões, as fronteiras entre pessoas com até 8 anos de estudo parecem caminhar para a irrelevância. É fácil compreender essa tendência se reconhecermos que a expansão educacional não apenas reduziu o tamanho dos grupos na parte inferior da distribuição, mas também diminuiu progressivamente os efeitos no curso de vida

de diferenças educacionais relativamente pequenas entre os menos escolarizados. É importante notar que a significativa fluidez social entre os estratos inferiores, combinada com certo grau de fechamento no topo, é historicamente característica da mobilidade ocupacional no Brasil e na América Latina em geral (Ribeiro, 2007; Torche, 2014).

1.6 Considerações finais

Este capítulo documentou tendências da seletividade marital por educação ao longo de 55 anos no Brasil, cobrindo um período maior do que estudos anteriores e estimando tanto chances de homogamia quanto as de casamento entre grupos educacionais adjacentes. Essas tendências foram moldadas pelas intensas mudanças demográficas e socioeconômicas ocorridas no período estudado. Depois de quatro décadas de declínio contínuo, tanto o percentual quanto as chances de homogamia aumentaram no Brasil entre 2000 e 2010, segundo estimativas com dados censitários. As estimativas com dados da PNAD corroboram o aumento no percentual mas não nas chances de homogamia geral neste século, enquanto outras tendências são em geral similares nas duas fontes de dados.

Ao longo dos anos, o mercado matrimonial brasileiro tornou-se significativamente mais fluido na base da distribuição educacional, com forte declínio nas chances de homogamia para os menos escolarizados e um aumento nas chances de cruzar as duas barreiras separando os três primeiros níveis de escolaridade. No entanto, essas tendências na base não foram suficientes para garantir o declínio na homogamia geral após 2000. No início do século XXI, o equilíbrio entre tendências divergentes nas diferentes partes da distribuição educacional parece ter mudado. O aumento da homogamia entre os mais escolarizados e o enrijecimento das duas barreiras do topo já ocorrem há muito tempo, mas até 2000 eram compensados pela crescente fluidez entre os níveis de escolaridade mais baixos.

Esses achados qualificam a afirmação, baseada na trajetória dos países desenvolvidos desde o século passado, de que a expansão educacional leva ao aumento da homogamia (Blossfeld e Timm, 2003b; Blossfeld, 2009). Na verdade, o efeito líquido da expansão educacional

sobre a homogamia no Brasil parece ter mudado com o tempo. Começando com uma população em que a maioria das pessoas tinha pouca ou nenhuma educação formal, a expansão teve primeiro o efeito de tornar a distribuição educacional mais heterogênea e facilitar o intercâmbio. O impacto da expansão da educação primária ou do ensino fundamental na escolha conjugal tende a ser muito limitado, porque os estudantes desses níveis são geralmente muito jovens para formar uniões. Isso também explica por que a idade à primeira união permaneceu estável mesmo com o aumento da escolaridade na América Latina (Esteve, López-Ruiz e Spijker, 2013). À medida que a expansão alcançou o ensino médio e o superior, ela fortaleceu a conexão entre o sistema educacional e a escolha conjugal, visto que escolas secundárias e universidades funcionam como mercados locais de casamento e, de modo mais geral, estruturam as redes sociais de pessoas em idades nas quais a formação de uniões é mais comum. É provável que o percentual — ou mesmo as chances líquidas — de homogamia continue a crescer no futuro próximo, à medida em que as coortes mais jovens que experienciaram a expansão mais recente do ensino superior, acelerada no final dos anos 2000, formem uniões.

Uma implicação relevante do aumento da fluidez na base da distribuição educacional relaciona-se à interpretação da seletividade marital como um indicador de fronteiras de grupos. O crescimento nas chances de cruzar as duas primeiras barreiras e o declínio da homogamia para os menos escolarizados apontam para a diminuição da relevância de diferenças relativamente pequenas na escolaridade entre aqueles com até o fundamental completo (8 anos de estudo). Isso é consistente com a diminuição dos retornos econômicos à educação nesses níveis. Ter educação primária em vez de nenhuma educação formal ou mesmo o nível fundamental em vez de apenas o primário importa cada vez menos em termos de oportunidades e estilos de vida.

Isso também resulta em uma recomendação para pesquisas futuras: a classificação educacional usada aqui será menos adequada para capturar padrões de seletividade marital no Brasil nos próximos anos. É normal que em pesquisas que cobrem períodos de rápida transformação social a utilidade de certas definições mude com o tempo. Assim como não fazia sentido agregar pessoas com menos do que o ensino médio em 1960 e, assim, ignorar distinções que eram então importantes, ter muita desagregação entre níveis de escolaridade mais baixos e ignorar certas distinções no topo pode dificultar a compreensão da formação de uniões no século XXI.

À medida em que mudam as sociedades, também devem mudar nossas categorias — aqui em um sentido bastante literal.

2 FAMÍLIAS DOS PAIS, FAMÍLIAS DOS FILHOS: SELETIVIDADE MARITAL DO PONTO DE VISTA DAS CRIANÇAS

2.1 Introdução

A família é uma instituição central na reprodução das desigualdades. Por um lado, a distribuição de arranjos familiares é resultado e expressão de desigualdades, na medida em que os processos demográficos que produzem as famílias geralmente variam muito em função dos atributos socioeconômicos dos indivíduos. Por outro lado, as estruturas familiares afetam as desigualdades porque condicionam diversos tipos de recursos disponíveis para os indivíduos e, por conseguinte, suas oportunidades ao longo da vida (Cohen e MacCartney, 2004; McLanahan e Percheski, 2008). Uma abordagem completa dos processos de estratificação social, portanto, exige atenção aos mecanismos que formam e modificam os contextos familiares em que ocorre a transmissão de vantagens e desvantagens — ainda que esses mecanismos nem sempre possam ser incorporados à análise empírica (Mare, 2001).

A seletividade marital é uma pequena parte do processo de formação de famílias, mas pode ter consequências importantes para as desigualdades. Além de ser um indicador de distância social, ela influencia a distribuição de recursos entre as famílias. Por exemplo, a formação de casais em que ambos os cônjuges têm ensino superior tende a concentrar alto potencial econômico em alguns domicílios. As consequências intergeracionais da seletividade marital, por sua vez, dependem de fatores demográficos que conectam a formação de uniões com as origens sociais das próximas gerações. Esses fatores — tais como o gradiente socioeconômico da fecundidade — podem compensar ou reforçar, no nível populacional, os efeitos da seletividade marital.

Neste capítulo, exploro como as famílias em que as crianças nascem e crescem se relacionam com as famílias formadas pelos adultos. Mais especificamente, investigo duas questões: 1) quais as tendências da homogamia no Brasil com base em dados retrospectivos, isto é, nas informações sobre os pais de uma amostra da população?; 2) existem diferenças nos padrões de seletividade marital por educação entre as famílias experienciadas pelas crianças e as famílias

das mulheres em idade reprodutiva? Dessa forma, a seletividade marital é tratada aqui como uma dimensão das origens familiares das novas gerações. Essas origens são produzidas por uma série de eventos ao longo do curso de vida dos pais e das crianças. Ainda que não observemos diretamente esses eventos, a resultante distribuição de origens sociais oferece indícios dos seus efeitos.

2.2 Demografia da família e estratificação social

Vários aspectos da composição e dinâmica populacional estão associados à estratificação social (Mare, 2001; Sakamoto e Powers, 2005). Particularmente, interessa aqui explicitar os vínculos entre desigualdades e demografia da família — isto é, os processos que criam e modificam contextos familiares. É útil dividir esquematicamente esses vínculos em três níveis: o curso de vida dos indivíduos, as relações intergeracionais e o nível macro das populações (Dribe, Bavel e Campbell, 2012).

No nível individual, o status socioeconômico é um determinante importante de diversas transições ao longo do curso de vida. Um exemplo bem conhecido é o gradiente educacional da fecundidade: mulheres mais escolarizadas têm menos filhos e demoram mais a tê-los. A educação também influencia as chances de formar uniões, a idade em que elas são formadas e, claro, as características dos eventuais parceiros. Inversamente, o comportamento demográfico pode moldar oportunidades e o alcance socioeconômico dos indivíduos. Por exemplo, sabe-se que ter filhos está associado a várias penalidades para a carreira das mulheres (Budig e England, 2001; Itaboraí, 2017; Guiginski e Wajnman, 2019; Muniz e Veneroso, 2019), enquanto alguns estudos sugerem a existência de um prêmio salarial para homens casados (ver Guiginski e Wajnman, 2016 para o caso brasileiro). Quanto às relações intergeracionais, a associação entre atributos socioeconômicos dos pais e dos filhos é o objeto clássico dos estudos de estratificação. Mas também existe transmissão intergeracional de comportamento demográfico (Amato, 1996; Musick e Mare, 2006; Liefbroer e Elzinga, 2012), assim como influências do status socioeconômico de origem na formação de famílias (Itaboraí, 2003; Thornton, Axinn e Xie, 2007; Ribeiro,

2014b). E a própria transmissão intergeracional de vantagens e desvantagens é mediada pelo comportamento demográfico. Isto é, a associação entre origem e destino varia de acordo com os contextos familiares experienciados pelas novas gerações — como a estrutura e tamanho da família — e esses contextos são fruto do comportamento demográfico das gerações anteriores.

Por exemplo, o tamanho das famílias pode influenciar a transmissão intergeracional: a chamada hipótese de diluição de recursos prevê que o número de irmãos tem efeito negativo no alcance socioeconômico dos indivíduos porque os recursos dos pais (tempo, atenção, dinheiro) são diluídos entre os filhos (Blake, 1981; sobre o Brasil, ver Marteleto, 2010; Marteleto e Souza, 2012). A combinação entre gradiente socioeconômico da fecundidade e efeitos negativos do tamanho das famílias tende a reforçar a reprodução intergeracional das desigualdades, na medida em que os filhos das mulheres mais escolarizadas também crescem em famílias menores.

Outra regularidade empírica bastante conhecida é que crescer em famílias monoparentais tem efeitos negativos no alcance socioeconômico (Silva e Hasenbalg, 2002; McLanahan e Percheski, 2008; Ribeiro, 2011). Também podem existir, na transmissão intergeracional, interações entre estrutura da família e atributos dos pais, de modo que a força da associação socioeconômica entre pais e filhos seja menor nas famílias monoparentais (Biblarz, Raftery e Bucur, 1997; Tach, 2015). Uma forma de interpretar esses efeitos é que a transmissão intergeracional depende do “capital social” contido nas relações familiares (Coleman, 1988). Ou seja, é pela interação entre pais e filhos que as crianças têm acesso ao capital humano dos adultos. A hipótese do capital social sugere, por exemplo, que pais que não residem com os filhos terão menos influência nos seus resultados socioeconômicos.

Dessa forma, a transmissão intergeracional pode funcionar de forma diferente em famílias com pais divorciados, famílias reconstituídas que incluem madrastas, padrastos, meios-irmãos, etc (Kalmijn, 2015; Erola e Jalovaara, 2017). Mais genericamente, a questão é que a produção das desigualdades no âmbito das relações familiares depende da organização e do significado dessas relações: seus arranjos, obrigações e expectativas variam no tempo e no espaço e ajudam a moldar o processo de estratificação (Mare, 2001). Por isso mudanças na vida familiar como a diversificação de arranjos domiciliares e a reconfiguração de papéis de gênero são cruciais para entender tendências e mecanismos de reprodução das desigualdades (Beller,

2009; Tach, 2015).

No nível macro, a composição e a dinâmica das populações — em aspectos como fecundidade, mortalidade e migração — influenciam e são influenciadas por desigualdades (Sakamoto e Powers, 2005). A distribuição de recursos em uma sociedade depende tanto de fatores institucionais, como a estrutura ocupacional e o acesso ao sistema educacional, quanto de processos demográficos que moldam a alocação desses recursos em subpopulações e famílias. A mudança demográfica é, portanto, um motor importante na evolução de desigualdades, como as educacionais (Silva e Hasenbalg, 2000; Lam e Marteleto, 2002) e de renda (Lam, 1986; Wood e Carvalho, 1994; Muniz, 2012).

Especificamente sobre mobilidade social, a importância da dinâmica populacional foi demonstrada por Duncan (1966), em um texto seminal que ajudou a reorientar as pesquisas sobre mobilidade. Os trabalhos da primeira geração desse campo de estudos, nas décadas de 1950 e 1960, tinham como foco as relações entre desenvolvimento econômico, industrialização e mobilidade (Ganzeboom, Treiman e Ultee, 1991). Alguns desses trabalhos inferiam mudanças na estrutura ocupacional comparando diretamente a distribuição ocupacional de uma amostra de trabalhadores com a distribuição de suas origens sociais, isto é, as posições ocupacionais dos pais coletadas com perguntas retrospectivas. Duncan (1966) mostrou que a transformação de estruturas ocupacionais — e, de forma geral, a reprodução de populações socialmente heterogêneas — depende de processos demográficos que não podem ser traduzidos diretamente em uma tabela de mobilidade social.

É um fato básico da demografia humana que uma sucessão de coortes não corresponde a uma sucessão de gerações. No que tange à relação entre origens e destinos sociais, isso significa que a distribuição ocupacional de uma determinada amostra de indivíduos pode ser representativa, por exemplo, da força de trabalho no momento em que a pesquisa foi realizada, mas a distribuição dos seus pais (ou, mais precisamente, das origens sociais dos respondentes) não é representativa de nenhuma coorte ou período específico. A distribuição de origens sociais capturada com informações retrospectivas é afetada, entre outros fatores, pelas idades de entrada e saída do mercado de trabalho, mortalidade, migração e, especialmente, padrões de fecundidade: grupos sociais com maior fecundidade são sobre-representados na amostra de filhos e quem não

tem filho não pode aparecer em uma distribuição de origens sociais.

Na mesma linha vai Preston (1974), que explorou os efeitos combinados da fecundidade diferencial e da associação intergeracional na transformação de estruturas ocupacionais e nas chances de mobilidade. Por exemplo, no caso hipotético de perfeita correlação entre as posições sociais de pais e filhos, a distribuição socioeconômica em determinado momento do tempo seria completamente determinada pelos diferenciais socioeconômicos da fecundidade em períodos anteriores. Em uma série de trabalhos, Mare (1995, 1997, 2000) também explorou a interseção entre a transmissão de vantagens no nível das famílias e o “metabolismo demográfico” que condiciona a reprodução das hierarquias sociais no nível populacional. Esses trabalhos mostram que, nos Estados Unidos do século XX, a fluidez intergeracional compensou, em geral, os efeitos da fecundidade e mortalidade diferencial nas desigualdades educacionais.

Preston (1974) e Mare (1995) também apontam um fenômeno contraintuitivo: o gradiente socioeconômico da fecundidade tende a amplificar as desigualdades de origem nas novas gerações (mais filhos nascem de famílias com baixo status socioeconômico), mas também pode aumentar a proporção de indivíduos que experimentam mobilidade ascendente. A persistência de baixa fecundidade entre grupos privilegiados (em termos educacionais, ocupacionais etc.) significa que, por um lado, os recursos serão concentrados em menos filhos privilegiados e, por outro, a prole dos grupos privilegiados preencherá uma proporção cada vez menor das posições sociais mais valorizadas, abrindo espaço para a mobilidade ascendente. As desigualdades de investimento parental relacionadas a este fenômeno têm sido elencadas como uma das consequências centrais do aumento da homogamia educacional em países desenvolvidos (Esping-Andersen, 2009; Bonke e Esping-Andersen, 2011) e também podem ser relevantes no Brasil (Itaboraí, 2017).

É interessante relacionar esses efeitos aparentemente divergentes do gradiente da fecundidade a um importante desenvolvimento analítico da literatura sobre mobilidade social: a distinção entre taxas absolutas de mobilidade, que refletem simplesmente a proporção de indivíduos cujos destinos diferem das origens, e taxas relativas, que são um indicador mais adequado da desigualdade de oportunidades de mobilidade (Ribeiro, 2007). Se a concentração de recursos em famílias menores torna os filhos da elite ainda menos propensos à mobilidade descendente,

a fecundidade diferencial pode aumentar taxas absolutas de mobilidade ao mesmo tempo em que diminui a fluidez social capturada por taxas relativas.

2.3 Por que a seletividade marital importa?

Se é importante considerar os aspectos demográficos da produção de desigualdades, qual é o papel específico desempenhado pela seletividade marital? Trata-se, afinal, de uma dimensão relativamente restrita da formação e transformação de famílias. Como afirmei anteriormente, entretanto, a seletividade marital serve como uma espécie de janela para transformações familiares de grande repercussão nas últimas décadas, visto que articula mudanças na conjugalidade e a reconfiguração de papéis de gênero (Schwartz, 2013; Van Bavel, Schwartz e Esteve, 2018). Nesta seção, explico como a seletividade marital se conecta com processos de estratificação no nível das relações familiares e no nível populacional.

Para entender eventuais efeitos intergeracionais da seletividade marital é útil contextualizá-los no debate sobre efeitos das mães nos destinos sociais dos filhos. Essa questão de certa forma sintetiza alguns dos principais desafios que as mudanças na vida familiar impõem aos estudos de estratificação e mobilidade social. De forma esquemática, os efeitos do pai e da mãe no alcance socioeconômico dos filhos podem ser caracterizados de três formas: 1) é suficiente considerar os atributos de apenas um deles, porque só um dos pais importa para caracterizar origens sociais; 2) os atributos de ambos o pai e a mãe importam para a transmissão intergeracional e têm efeitos aditivos ou cumulativos; 3) os atributos de ambos importam e têm efeitos interativos, isto é, a combinação dos atributos é relevante.

A primeira posição subjaz à chamada “visão tradicional” sobre as implicações da participação laboral das mulheres para a análise de classes (Sørensen, 1994). Os defensores da visão tradicional, notadamente Goldthorpe (1983), argumentam que, por ser a família, e não o indivíduo, a unidade de estratificação, todos os seus membros compartilham a mesma posição de classe. Essa posição seria definida pelo trabalho do marido, pelo menos em contextos com papéis de gênero tradicionais em que as esposas trabalham fora com menos frequência e sua

inserção laboral é pouco relevante para os padrões de vida da família. Outro argumento associado à visão tradicional é que, devido à seletividade marital, quando a mulher trabalha seu status ocupacional tende a ser fortemente correlacionado com o do marido e, portanto, os efeitos de pais e mães seriam redundantes (ver Kalmijn, 1994). Nesse caso, a ênfase é na associação entre características dos cônjuges em vez da ausência de status independente das mulheres, mas a implicação analítica é similar: para descrever o processo de transmissão intergeracional, é suficiente considerar as características do pai.

Uma versão mais geral dessa ideia é a hipótese de dominância de status, que postula que a posição socioeconômica da família é determinada pelo cônjuge com maior status, independente do sexo (ver Korupp, Ganzeboom e Lippe, 2002). Então, por exemplo, se a mãe for mais escolarizada que o pai, é a educação dela que será determinante para as oportunidades dos filhos. Nesse caso, admite-se ao menos a necessidade de conhecer os atributos de ambos os pais, mas a previsão é que os efeitos de apenas um deles importem.

Entretanto, a literatura internacional de estratificação nas últimas décadas tem destacado que a escolaridade e ocupação das mães têm efeitos independentes dos pais nas oportunidades dos filhos e que ignorar esses atributos pode enviesar análises da associação intergeracional (Kalmijn, 1994; Korupp, Ganzeboom e Lippe, 2002; Beller, 2009; Tach, 2015). Reconhece-se, portanto, que os efeitos dos pais podem ser, no mínimo, cumulativos. Como exatamente esses efeitos se articulam, para quais resultados dos filhos e sob quais circunstâncias eles são relevantes são questões tanto teóricas quanto empíricas e várias hipóteses específicas aparecem na literatura especializada. Por exemplo, o modelo de papéis de gênero, que tem em geral apoio empírico limitado, prevê que a transmissão é mais forte de pais para filhos e mães para filhas (Kalmijn, 1994; Korupp, Ganzeboom e Lippe, 2002; Marks, 2008). Usando dados dos Estados Unidos, Holanda e Alemanha Ocidental, Korupp, Ganzeboom e Lippe (2002) testaram várias hipóteses para os efeitos da escolaridade e status ocupacional dos pais e das mães no alcance educacional dos filhos e concluíram que a que melhor se ajustava aos dados era a de “dominância modificada”, na qual ambos os pais têm efeitos significativos que são proporcionais ao seu status (ou seja, o efeito é mais forte quanto maior o status, independente do sexo).

Cabe notar que o uso de características das mães continua pouco comum em estudos

de mobilidade de classe ou ocupacional que demandam a classificação dos indivíduos em uma única posição de origem. Esse uso, entretanto, é mais frequente em desenhos de pesquisa que incluem um conjunto de preditores para o status socioeconômico ou outro resultado dos indivíduos, mesmo quando não há intenção de testar uma hipótese específica sobre efeitos de pais e mães. No Brasil, por exemplo, vários estudos sobre alcance educacional incluem a escolaridade de ambos os pais entre os preditores, geralmente encontrando efeitos mais fortes para as mães (Fernandes, 2004; Ribeiro, 2011); ou incluem apenas a escolaridade da mãe (Silva e Hasenbalg, 2000; Brito, 2014), visto que é muito mais comum crescer sem o pai do que sem a mãe presente no domicílio.

Uma vez admitido que as características de ambos os pais são relevantes para a transmissão intergeracional, pode-se conjecturar se os efeitos são apenas aditivos ou podem também ser multiplicativos. Isto é, existiriam efeitos específicos para a *combinação* entre os atributos dos pais? Em quais contextos e por quais mecanismos? Responder a essas perguntas é determinar se e como a seletividade marital na geração dos pais influencia resultados socioeconômicos e outros aspectos da vida dos filhos. Depois de testar os diversos modelos que especificam separadamente a educação e status ocupacional de pais e mães, Korupp, Ganzeboom e Lippe (2002) terminam o artigo sugerindo exatamente a investigação desse tipo de efeito. A literatura sobre efeitos intergeracionais da seletividade marital é relativamente pequena, mas algumas evidências empíricas sugerem mecanismos que podem produzir esses efeitos (Schwartz, 2013).

Beck e González-Sancho (2009), por exemplo, concluíram que a homogamia educacional dos pais contribuía positivamente para habilidades cognitivas e socioemocionais de crianças americanas de 0 a 5 anos. Esse efeito era mediado por indicadores de concordância e coordenação do casal na organização da família: casais homogâmicos tinham atitudes mais similares sobre a vida familiar, papéis de gênero e relação com os filhos e dividiam mais igualmente o cuidado das crianças. Bonke e Esping-Andersen (2011) reportaram resultados parecidos para a Dinamarca, mas com efeitos divergentes nos dois extremos da distribuição educacional: homogamia no topo está associada a aumento do tempo total dedicado às crianças e divisão mais igualitária do cuidado, enquanto os casais homogâmicos na base dedicam menos tempo para as crianças e o alocam de modo mais congruente com papéis de gênero tradicionais. Rauscher

(2019) investigou os efeitos da similaridade educacional dos pais na saúde de recém-nascidos nos Estados Unidos e também destacou a variação segundo o nível educacional: a homogamia tem efeitos positivos quando a mãe tem educação secundária ou mais alta, enquanto a hipergamia tem efeitos negativos quando a mãe tem superior incompleto. A explicação para essa relação é que a similaridade educacional está associada a relacionamentos mais estáveis e, assim como apontado por Beck e González-Sancho (2009), maior concordância sobre a organização da vida familiar e alocação de tempo e recursos, fatores que ajudam a reduzir o estresse materno durante a gravidez.

Os processos mencionados por essas pesquisas sugerem que a seletividade marital pode ter efeitos intergeracionais porque influencia aspectos da dinâmica conjugal — ou pelo menos serve de proxy para eles — que não se resumem à acumulação de recursos e, portanto, não são adequadamente descritos por efeitos aditivos dos atributos dos cônjuges. Tomemos, por exemplo, a divisão do trabalho nos casamentos. Sabemos que a escolaridade é positivamente correlacionada com atitudes mais igualitárias sobre papéis de gênero e organização da vida familiar (para evidências dessa relação e seus limites no Brasil, ver Guedes, 2018; Covre-Sussai, Soares e Rodrigues, 2018). No entanto, a similaridade ou diferença educacional — ou, mais genericamente, de status socioeconômico — entre os cônjuges pode ser tão importante quanto o nível absoluto de escolaridade de cada um. Esse é um ponto de convergência de perspectivas teóricas bastante diversas no que tange às consequências do crescimento da participação laboral feminina e do declínio da hipergamia (Blossfeld e Drobnic, 2001a).

Tanto sob a teoria econômica da família (Becker, 1974) quanto em modelos de barganha e poder marital (England e Farkas, 1986; Bittman *et al.*, 2003), a divisão do trabalho doméstico tende a refletir a contribuição ou potencial econômico relativo dos cônjuges. Espera-se, então, que os maridos façam mais trabalho doméstico quando a esposa é mais escolarizada ou ganha mais do que ele e, de modo geral, que a similaridade em atributos socioeconômicos fomente uma divisão mais equitativa do trabalho nas uniões. Na formulação da teoria econômica, o foco são os ganhos com a especialização em trabalho pago ou doméstico, que diminuem com a similaridade dos cônjuges. Na perspectiva de barganha de recursos, o status relativo dos cônjuges importa porque molda a dinâmica de poder na relação: presumindo que o trabalho doméstico

é indesejável, a capacidade de se livrar dele é proporcional aos recursos (principalmente, mas não só financeiros) que cada cônjuge pode mobilizar.

Por outro lado, abordagens que enfatizam a pervasividade de expectativas e identidades de gênero preveem justamente o oposto: relações em que a mulher tem mais educação ou renda desafiam normas tradicionais de masculinidade e feminilidade e os cônjuges podem tentar compensar esse desvio com uma divisão mais tradicional do trabalho doméstico (Brines, 1994; Bittman *et al.*, 2003). De fato, esse fenômeno foi identificado em diversos países (Brines, 1994; Blossfeld e Drobnic, 2001b; Bittman *et al.*, 2003). Trabalhos mais recentes, no entanto, dão menos apoio empírico para a hipótese de compensação, seja por causa de avanços metodológicos e conceituais ou porque o comportamento dos casais de fato mudou à medida que a hipergamia se tornou menos comum (Van Bavel, Schwartz e Esteve, 2018 oferecem um bom resumo das evidências).¹⁰

De todo modo, o essencial é que esse debate sobre a divisão do trabalho doméstico implica que a seletividade marital tem consequências para a vida familiar que vão além dos efeitos da escolaridade absoluta. Assim como ter ambos os pais no mercado de trabalho, ter a mãe mais escolarizada que o pai, por exemplo, pode ser uma característica relevante das famílias experienciadas pelas crianças. E, como dimensão importante do relacionamento dos pais, a seletividade marital pode influenciar não só resultados socioeconômicos mas também as próprias uniões formadas pelos filhos.

Thornton, Axinn e Xie (2007) sugerem que a formação de uniões deve ser entendida como um processo intergeracional, porque a família de origem influencia de muitas maneiras as uniões de jovens adultos. Essa influência passa pelas condições materiais da família e, em alguns casos, controle direto ou consentimento em etapas do processo de conhecer potenciais

¹⁰ Se o comportamento dos casais de fato mudou, é um indicativo interessante de efeitos contextuais: as consequências do status relativo dos cônjuges para a vida familiar dependem da prevalência dos respectivos arranjos na população. Ou seja, um relacionamento em que a mulher é mais escolarizada ou ganha mais pode significar coisas bem diferentes dependendo do quão dominante é o modelo tradicional de homem provedor. Van Bavel, Schwartz e Esteve (2018) e Esteve *et al.* (2016b) apontam evidências de que, nos Estados Unidos e Europa, casais hipogâmicos (mulher mais escolarizada) tinham chances maiores de divórcio em coortes antigas, mas a associação desaparece em coortes mais jovens. Rauscher (2019) mostra que ambos o efeito negativo da hipergamia e o efeito positivo da homogamia na saúde de recém-nascidos são mais fortes em coortes mais jovens.

parceiros e estabelecer relacionamentos. Mas também a socialização é fundamental: seja por aconselhamento ou servindo de exemplo, os pais influenciam aspirações educacionais, financeiras e ocupacionais dos filhos, além de transmitir valores e atitudes sobre relações conjugais. Em outras palavras, os pais fornecem modelos de comportamento e de organização da vida familiar. O fato de a mãe trabalhar fora, por exemplo, pode ter efeitos nas atitudes de gênero dos filhos e na divisão do trabalho nas famílias que eles formam (Fernandez, Fogli e Olivetti, 2004; McGinn, Ruiz Castro e Lingo, 2019). Mesmo cruzar ou não fronteiras de grupo ao formar uniões pode ter um componente intergeracional. Tomás (2012) mostrou que, no Brasil, a endogamia racial dos pais aumenta consideravelmente as chances de os filhos terem cônjuges da mesma cor. Mare (2016) mostra o mesmo fenômeno para a homogamia educacional nos Estados Unidos, conquanto os efeitos sejam mais fracos.

Por fim, cabe apontar como a seletividade marital se conecta com as desigualdades no nível populacional. Nesse caso, o principal exemplo são seus efeitos na desigualdade de renda entre as famílias (Blossfeld e Buchholz, 2009; Schwartz, 2010; Breen e Salazar, 2011), objeto de estudo do próximo capítulo. Mas além da desigualdade transversal, os padrões de casamento também podem, combinados com a associação intergeracional e diferenciais de mortalidade e fecundidade, contribuir para reproduzir distribuições socioeconômicas desiguais no longo prazo (Mare, 2000; Fernández e Rogerson, 2001).

Uma abordagem que integra as transições no curso de vida, relações intergeracionais e mudança populacional e inclui efeitos da seletividade marital são os modelos de “renovação populacional” usados por Maralani e Mare (2005; Mare e Maralani, 2006; Maralani, 2013). A premissa desses trabalhos é que o aumento da escolaridade das mulheres afeta vários processos demográficos — propensão ao casamento e idade ao casar, características do cônjuge, duração e probabilidade de dissolução de uniões, nível e perfil etário da fecundidade e, portanto, o tamanho das famílias — que, por sua vez, ajudam a moldar a transmissão intergeracional de status. Os autores então analisam as “vias demográficas” pelas quais a educação das mulheres influencia a educação dos seus filhos, mostrando que diferentes processos podem se compensar ou reforçar mutuamente. Maralani (2013), por exemplo, mostra que além dos benefícios diretos associados a uma mãe com mais educação, o crescimento da escolaridade das mulheres também

impacta positivamente a educação dos filhos via mudanças no número de irmãos, na educação do pai e no número de anos vividos em uma família com os dois pais presentes.

2.4 As famílias das mulheres e as famílias das crianças

A transmissão de vantagens e desvantagens através das gerações depende da combinação entre desigualdade de condições e desigualdade de oportunidades: as pessoas partem de origens sociais distintas e essas origens influenciam seus destinos. Daí que, para os efeitos de longo prazo de qualquer dimensão das desigualdades, inclusive da seletividade marital, a distribuição das famílias em que as crianças nascem e crescem — e que constituem, portanto, seus pontos de partida — é mais importante do que a das famílias como um todo (Hasenbalg, 2003; Mare e Schwartz, 2006).

Devido aos processos demográficos descritos acima, as famílias formadas pelos adultos não correspondem diretamente às famílias experienciadas pelas crianças (Mare e Schwartz, 2006). Preston (1976) oferece um exemplo simples: o tamanho médio das famílias formadas por uma coorte de mulheres é geralmente menor (e nunca maior) do que o experienciado, em média, pelos filhos dessas mulheres. Em uma amostra dessa coorte de mulheres, uma família com dois filhos é contada uma única vez. Mas na distribuição das origens familiares dos filhos — em que eles, e não as famílias ou as mães, são as unidades — essa mesma família contribui duas vezes para a média.¹¹

Cabe, portanto, explicitar como se relacionam as distribuições de famílias e de origens familiares e explorar as consequências dessas diferenças. Adoto aqui uma abordagem inspirada em Mare e Schwartz (2006), que formalizaram as relações entre as uniões formadas por uma coorte de mulheres e o contexto familiar experienciados por seus filhos. Esse contexto é primeiro estabelecido quando as crianças nascem. Nesse momento, todas as diferenças entre a distribui-

¹¹ Essa relação se aplica a qualquer tipo de grupo. Em termos populacionais, o tamanho médio das cidades é sempre menor que o tamanho de cidade experimentado em média pelos habitantes (ou seja, tomando os indivíduos como unidade). O número de indivíduos morando em cidades populosas é muito maior que o número de cidades populosas.

ção educacional das famílias das crianças e a dos casais (ou mulheres em idade reprodutiva) em geral deve-se ao gradiente da fecundidade: a probabilidade de ter filhos no período observado varia com a escolaridade da mulher e, talvez, a do seu cônjuge, se presente. Se existirem efeitos não aditivos — isto é, efeitos de interação — da escolaridade da mulher e do homem na fecundidade, não só as distribuições marginais mas também a associação entre a educação de pais e mães será diferente da dos casais em geral.

À medida que as crianças de uma coorte crescem — até, digamos, os 15 anos, em geral a idade de referência para informações sobre os pais em pesquisas retrospectivas — a distribuição dos arranjos educacionais de suas famílias pode mudar por três razões, presumindo uma população fechada e ignorando a mortalidade dos pais. Em primeiro lugar, pela mortalidade diferencial das crianças, caso as chances de sobrevivência sejam influenciadas pela educação dos pais. Em segundo lugar, a mãe, o pai ou ambos podem aumentar sua escolaridade. Por último, os pais podem se separar, permanecer solteiros ou formar novas uniões.¹² Assim como na fecundidade, esses processos podem mudar as distribuições de escolaridade do pai e da mãe sem alterar a associação entre elas, caso não existam efeitos interativos.

O que sabemos sobre os fenômenos relevantes — diferenciais educacionais na fecundidade, mortalidade infantil, divórcio e recasamento — no Brasil? Desconheço estudos recentes sobre o gradiente educacional do divórcio e recasamento no Brasil. Essa ausência se deve em grande parte à escassez de dados sobre dissolução de uniões no país. Quanto à mortalidade infantil, o estudo de Garcia e Santana (2011) indica que, entre 1993 e 2008, a queda da taxa de mortalidade infantil foi acompanhada de uma redução das desigualdades na mortalidade segundo a escolaridade materna. De fato, no fim desse período os óbitos infantis são distribuídos quase homogeneamente entre os níveis educacionais das mães. Dessa forma, os efeitos da mortalidade nos resultados apresentados nas próximas seções são provavelmente muito pequenos.

O gradiente educacional da fecundidade é bem documentado no Brasil (por exemplo, Berquó e Cavenaghi, 2006, 2014; Vieira, Verona e Martins, 2018). As diferenças nas taxas

¹² Para simplificar, não faço distinção entre pais biológicos, adotivos, madrastas e padrastos. O que importa é família com a qual a criança mora. Como mencionei anteriormente, a complexificação dos arranjos familiares impõe questões relevantes sobre, por exemplo, os efeitos de pais não coabitantes e efeitos de padrastos e madrastas. Ver Kalmijn (2015), Erola e Jalovaara (2017).

de fecundidade por níveis educacionais das mulheres são historicamente altas. A redução do número de filhos nas últimas décadas foi mais forte entre as menos escolarizadas, o que resultou em uma diminuição considerável dessas diferenças. Entretanto, em 2010 a taxa de fecundidade total das mulheres com 0 a 3 anos de estudo ainda era mais que o dobro do que a das mulheres com 12 ou mais anos de estudo (3,0 versus 1,2) (Berquó e Cavenaghi, 2014).

Especialmente relevante para o presente trabalho é variação da fecundidade segundo a distribuição educacional conjunta de mulheres e homens. Monteiro da Silva (2019) estimou taxas de fecundidade para três coortes de mulheres nascidas entre 1925 e 1969, segundo as combinações entre sua escolaridade e a de seu cônjuge. A fecundidade é bem maior para os casais homogâmicos na base da distribuição educacional, mas não difere muito na comparação entre outros arranjos homogâmicos e arranjos heterogâmicos. Entre os heterogâmicos, a fecundidade é maior quando a mulher é menos escolarizada (hipergamia). Todas essas diferenças, entretanto, diminuíram entre as coortes. E quanto maior a escolaridade da mulher, mais fraco é o efeito da escolaridade masculina na fecundidade do casal. Ou seja, a educação do cônjuge influi menos no comportamento reprodutivo das mulheres ao longo do tempo e da distribuição educacional feminina.

Essas e outras evidências empíricas sobre o Brasil nos ajudarão a contextualizar e interpretar os resultados reportados nas próximas seções.

2.5 Uma visão retrospectiva da seletividade marital

Dois fatos importantes sobre a conexão entre demografia e relações intergeracionais foram apontados acima: a distribuição de origens sociais de uma amostra da população não é necessariamente representativa da estrutura social de qualquer período e as famílias experienciadas pelos filhos não correspondem diretamente àquelas formadas por seus pais. Esses fatos têm consequências tanto para a propagação intergeracional das desigualdades entre famílias quanto para a interpretação de informações retrospectivas, comuns em pesquisas de mobilidade social. Nesta seção, ilustro os efeitos agregados da dinâmica demográfica comparando as tendências

da seletividade marital por educação observadas em dados transversais com as implícitas nas distribuições das origens sociais de uma amostra recente da população brasileira. A análise de tendências da homogamia usando dados retrospectivos é inspirada no trabalho de Mare (2016).

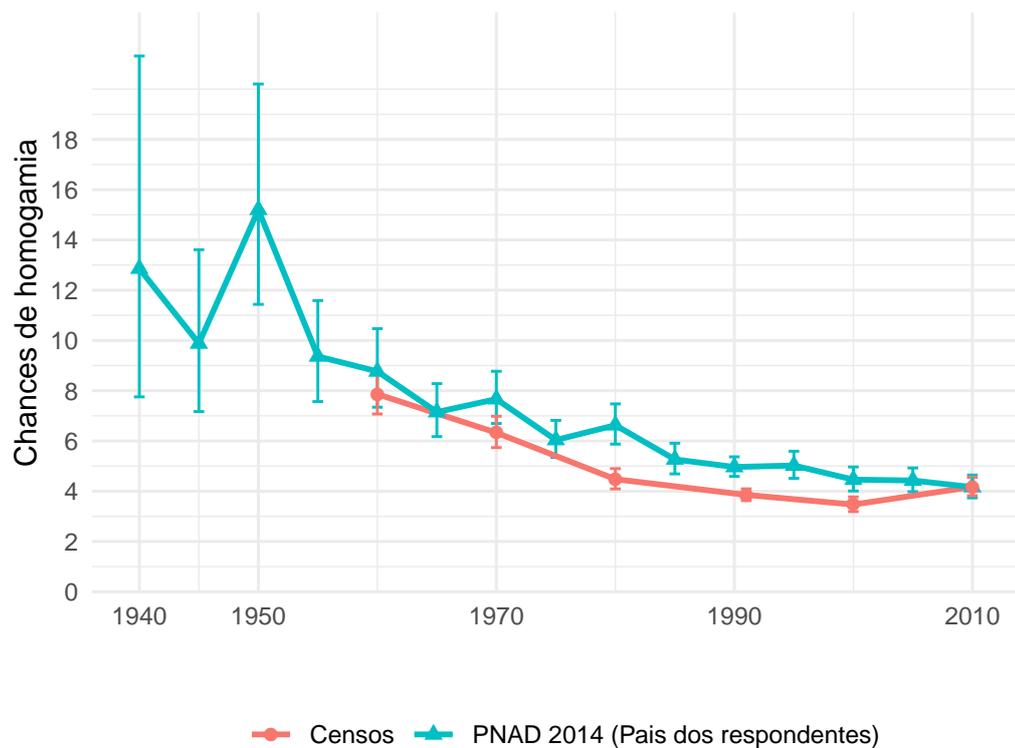
Uso dados do suplemento de mobilidade social da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2014. Os respondentes do suplemento foram moradores de 16 anos ou mais escolhidos aleatoriamente em parte dos domicílios. Selecionei todos os que moravam com pai e mãe quando tinham 15 anos e forneceram informações válidas sobre a escolaridade de ambos. A educação dos pais foi classificada nas cinco categorias usadas até aqui: 0 a 3 anos de estudo, 4 a 7 anos de estudo, 8 anos de estudo, 9 a 11 anos de estudo e 12 ou mais anos de estudo. Além disso, cada casal de pais foi classificado segundo o quinquênio no qual o respondente tinha 15 anos, coincidindo, portanto, com o período ao qual as informações retrospectivas se referem. Como os respondentes do suplemento tinham de 16 a mais de 100 anos em 2014, os dados cobrem um período que vai do início do século XX até 2013. Excluí os respondentes que nasceram antes de 1925, porque o número de casos era muito pequeno para a tabela de contingência cruzando período, educação do pai e da mãe.¹³ Dessa forma, a série vai de 1940 a 2013 (1940-1944, 1945-1949, ..., 2010-2013) e o tamanho da amostra final é de 33.117 respondentes. Usando um modelo log-linear, estimei as tendências para o indicador mais simples de seletividade marital: as chances de homogamia.¹⁴

A Figura 7 mostra as estimativas para os dados retrospectivos, junto com as obtidas para os casais nos Censos de 1960 a 2010 que incluíam mulheres com 30 a 64 anos de idade (elegíveis, portanto, a terem filhos de 15 anos). As estimativas para os Censos são um pouco diferentes das apresentadas no primeiro capítulo — por exemplo, o crescimento entre 2000 e 2010 é menor — porque abrangem uma faixa etária diferente. Nota-se que a série retrospectiva acompanha a tendência histórica de queda da homogamia e mostra que ela começou pelo menos na década de 1950. Há um aparente aumento antes disso, mas as estimativas são pouco precisas devido ao baixo número de casos.

¹³ Mas especificamente, o número de casos era inferior a 125 por quinquênio, portanto com média menor que 5 casos por célula da tabela 5×5 cruzando educação do pai e da mãe.

¹⁴ A forma de estimação é a mesma descrita no primeiro capítulo, inclusive com uso de *offsets* para obter erros padrão adequados.

Figura 7 - Tendências nas chances de homogamia com dados retrospectivos e transversais - 1940-2010



Nota: Barras indicam intervalos de confiança de 95%. Nos dados da Pnad, o período refere-se ao ano — em grupos quinquenais — no qual o respondente do suplemento de mobilidade tinha 15 anos. Estimativas para os Censos incluem casais em que a mulher tinha de 30 a 64 anos.

Fonte: O autor, 2020

Durante a maior parte do período as chances de homogamia são maiores para os pais dos respondentes do que para os casais observados nos dados transversais, em que pese a sobreposição dos intervalos de confiança. Parte dessa discrepância de nível pode ser causada por diferenças de cobertura e amostragem entre os Censos e a Pnad. Mas ela também é o resultado do acúmulo de transições nos cursos de vida dos respondentes e seus pais: a formação de uniões com determinada combinação educacional, as diferenças no comportamento reprodutivo que estabeleceram quantos filhos nasceriam dessas uniões, os eventos conjugais e escolarização que transformaram os contextos familiares nos primeiros quinze anos de vida dos filhos, as chances de sobrevivência dos filhos que determinaram quais deles fariam parte da população de 16 anos ou mais em 2014. Em outras palavras, resultado do metabolismo demográfico que transforma distribuições de famílias em distribuições de origens sociais. Pelo menos no que tange à fecundidade, para a qual temos estimativas, os resultados concordam com o que sabemos desse metabolismo: as chances de homogamia mais altas para os pais são compatíveis com um alto número de filhos de casais homogâmicos menos escolarizados, que eram maioria nas coortes antigas (Monteiro da Silva, 2019).

Nas análises principais deste capítulo, apresentadas nas próximas seções, também abordo a seletividade marital do ponto de vista dos filhos. Mas a estratégia analítica é outra e se assemelha a um estudo prospectivo: comparo as distribuições de mulheres e bebês em cada ano e a coorte de bebês de 2000 em dois momentos no tempo. Os resultados fornecem indícios da dinâmica demográfica que produz as origens sociais das próximas gerações.

2.6 Dados e métodos

Para investigar as relações entre formação de famílias e formação de origens familiares, comparo a conjugalidade e os padrões de seletividade marital em três recortes populacionais: mulheres em idade reprodutiva, mães de bebês de até 1 ano e mães de crianças de 10 anos. Os dados provêm das amostras dos Censos Demográficos de 2000 e 2010 disponíveis no IPUMS-International (*Integrated Public Use Microdata Series*) (Minnesota Population Center, 2019).

Os dados harmonizados do IPUMS contêm uma variável construída (MOMLOC) que localiza a mãe do morador, caso ela esteja presente do domicílio, facilitando a ligação entre as crianças e suas mães.¹⁵

Para o primeiro conjunto de amostras, selecionei todas as mulheres de 15 a 49 anos em 2000 e 2010. Elas foram classificadas em cinco níveis educacionais, os mesmos utilizados no primeiro capítulo: sem instrução a menos que o primário completo (0 a 3 anos de estudo), primário completo a fundamental ou 1º grau incompleto (4 a 7 anos), fundamental ou 1º grau completo (8 anos), ensino médio ou 2º grau completo ou incompleto (9 a 11 anos) e pelo menos o superior incompleto (12 ou mais anos de estudo). Se as mulheres tinham cônjuge do sexo masculino presente, independentemente do tipo de união, eles foram classificados da mesma forma. A ausência de cônjuge é indicada em uma categoria à parte.

O segundo conjunto de amostras compreende as crianças nascidas no Brasil que tinham menos de 1 ano em cada Censo e moravam com uma mulher de 15 a 49 anos identificada como mãe, seja ela biológica, adotiva ou madrastra. 96% das crianças com essa idade em 2000 e 97% em 2010 tinham a mãe presente no domicílio e em ambos os anos ela foi identificada como mãe biológica em cerca de 95% dos casos. A educação das mães e a de seus cônjuges, quando presentes, foram classificadas da mesma forma descrita acima. O número de crianças com menos de 1 ano (doravante, bebês) pode ser interpretado como aproximação dos nascimentos ocorridos no ano imediatamente anterior a cada Censo. A principal limitação dessa interpretação é que ela não considera a mortalidade infantil: não são contados os nascidos vivos no ano anterior que não sobreviveram até a data de referência do Censo. Estimativas mais precisas dos nascimentos no ano anterior são obtidas através das informações de fecundidade das mulheres, como se faz para o cálculo das taxas de fecundidade de período (por exemplo, Berquó e Cavenaghi, 2014; ver também Cavenaghi e Alves, 2016). Essa abordagem, entretanto, não contemplaria as crianças mais velhas, descritas a seguir. Além disso, para os propósitos deste trabalho, importa

¹⁵ O Censo de 2010 tem originalmente uma variável que indica o número de ordem da mãe presente no domicílio, mas considera apenas mães biológicas. No Censo de 2000, a mãe tem que ser localizada pelas relações com o responsável, potencialmente com o auxílio de informações de fecundidade das mulheres. As variáveis construídas pelo IPUMS maximizam a comparabilidade entre os anos e também incluem um indicador para prováveis mães adotivas (STEPMOM). Detalhes sobre a harmonização de relações familiares no IPUMS são reportados em Sobek e Kennedy (2009).

menos o número de filhos tidos pelas mulheres e mais as famílias em que os filhos crescem, razão também para incluir mães adotivas e madrastas.

Por último, selecionei todas as crianças de 10 anos nascidas no Brasil que tinham a mãe (de 25 a 59 anos) no domicílio no Censo 2010. Pouco mais de 90% das crianças com essa idade moravam com a mãe, sendo cerca de 87% com mãe biológica.¹⁶ Nas amostras de crianças bebês e crianças, as unidades são sempre as próprias crianças e não suas mães, mesmo quando, por concisão, eu me refiro a “mães de bebês” ou “mães de crianças” nos próximos parágrafos e seções. Assim, se uma mulher é identificada como mãe (biológica ou não) de dois bebês, ela aparece duas vezes na amostra de bebês. É como se a distribuição de mulheres fosse ponderada pelo número de bebês ou crianças, excluindo-se da amostra as mulheres que não têm filhos com menos de 1 ou com 10 anos.

Cabe notar como as distribuições de mulheres, bebês e crianças estão relacionadas. Seja B_{ij}^{2010} o número de bebês no Censo 2010 cujas mães tinham escolaridade i e seus cônjuges tinham escolaridade j ; e M_{ij}^{2010} o número de mulheres em idade reprodutiva no mesmo ano, com i e j denotando sua escolaridade e a de seus cônjuges. Então, $B_{ij}^{2010}/M_{ij}^{2010}$ é conceitualmente uma taxa demográfica se consideramos B_{ij}^{2010} como o número de eventos e M_{ij}^{2010} um indicador de exposição, isto é, o número de pessoas-ano sob risco de ocorrência do evento (Preston, Heuveline e Guillot, 2001). Nesse caso, teríamos uma aproximação de uma taxa de fecundidade de período específica para a combinação educacional ij . Como mencionado, o número de eventos observados é influenciado pela mortalidade infantil e também exclui os casos em que a criança não mora com a mãe. Além disso, embora a aproximação mais aceita para o número de pessoas-ano vividos seja a população no meio do período de ocorrência dos eventos (Preston, Heuveline e Guillot, 2001, p. 15), M_{ij}^{2010} captura a população em risco no fim desse período, que é o ano anterior ao Censo.

Por outro lado, a razão entre o número de crianças de 10 anos com escolaridade parental ij em 2010 (C_{ij}^{2010}) e o número de bebês ij nessa categoria em 2000 (B_{ij}^{2000}) não é uma taxa demográfica, pois não se trata de uma razão entre eventos e exposição. No nível agregado, ignorando a combinação educacional dos pais, as crianças em 2010 e os bebês de 2000 são a

¹⁶ Dos quase 10% de crianças que não moravam com a mãe, mais de 7% também não tinham o pai presente.

mesma coorte observada em dois momentos no tempo. Entretanto, não há uma correspondência direta entre as crianças e bebês dada qualquer combinação *ij* porque as mães podem entrar e sair de uniões e elas e seus cônjuges podem mudar de nível educacional (apenas aumentando a escolaridade, evidentemente). Em um caso extremo, se ambos a mãe de uma criança de 10 anos e seu cônjuge tinham ensino superior em 2010, a combinação educacional uma década antes poderia ser virtualmente qualquer uma: ambos os pais poderiam já ter o superior em 2000; um deles ou ambos pode ter avançado no sistema educacional partindo de qualquer outro nível em 2000 (possivelmente passando por Educação de Jovens Adultos); ou a mãe pode ter aumentado sua escolaridade e ao mesmo tempo estar, em 2010, com um cônjuge diferente, mais escolarizado que o anterior; ou, na hipótese de adoção, a criança pode estar em famílias completamente distintas nos dois Censos.¹⁷ No limite, portanto, a medida de exposição para as crianças com determinada combinação *ij* pode compreender toda a população de bebês de dez anos antes. Dito isso, doravante me refiro genericamente às relações entre bebês e mulheres e entre crianças e bebês como taxas.

Além de comparar a distribuição educacional das uniões das mulheres e mães em termos percentuais, analiso mais formalmente os padrões de seletividade marital revelados pelas taxas descritas acima. Para isso, uso os chamados modelos *log-rate*, uma classe de modelos log-lineares adequada exatamente para a análise de taxas. Eles são estimados como modelos log-lineares convencionais — modelos lineares generalizados com distribuição Poisson e função de ligação log — mas tendo o número de eventos como variável dependente e o log da exposição incluído como um *offset*, cujo coeficiente é fixado em 1 (Clogg e Eliason, 1987; Powers e Xie, 1999, cap. 5; Agresti, 2002, cap. 9).¹⁸

Essa formulação permite avaliar rigorosamente como diferem as famílias das mulheres

¹⁷ Algumas dessas mudanças também se aplicam à relação entre bebês e mulheres em idade reprodutiva, visto que o estado conjugal e escolaridade das mães não são observados no momento do nascimento. Mas, como o tempo decorrido entre o nascimento e o Censo é de menos de 12 meses, a magnitude das discrepâncias é necessariamente muito menor.

¹⁸ Note-se que nos modelos log-lineares estimados nos capítulos 1 e 3 (ver equações 1 e 3 e suas explicações) também faço uso de *offsets*, portanto estimando tecnicamente modelos *log-rate*. Nesses casos, o objetivo é estimar erros padrão não viesadas e obter intervalos de confiança mais realistas (Clogg e Eliason, 1987). Como uso *offsets* com outro propósito aqui, os erros padrão são teoricamente subestimados nos modelos para as taxas. Na prática, o efeito é negligenciável: como mostram os resultados do capítulo anterior, as grandes amostras dos Censos garantem erros padrão muito pequenos mesmo usando a correção com *offsets*.

e das crianças em termos de composição educacional das uniões. Em outras palavras, esses modelos permitem responder à seguinte questão: como os padrões de seletividade marital (dos pais) experienciados pelas crianças, líquidos das distribuições marginais de escolaridade, diferem dos revelados pelas uniões em geral? Mare e Schwartz (2006) estimaram modelos log-rate para responder a exatamente esse tipo de questão. Qian (1998), por outro lado, usou esses modelos para descrever padrões de seletividade marital incorporando a distribuição da população sob risco de entrar em união.

Para dar conta das diferenças na estrutura etária entre as amostras, também controlo pela idade de mulheres e mães. Os casos em que elas não tinham cônjuge são usados nos resultados descritivos, mas não entram na estimação dos modelos de seletividade marital. Assim, um modelo básico, que não considera a interação entre educação dos cônjuges, tem a seguinte equação:

$$\ln \frac{F_{ijk}}{E_{ijk}} = \lambda + \lambda_j^M + \lambda_i^H + \lambda_k^I + \lambda_{jk}^{MI} + \lambda_{ik}^{HI} \quad (2)$$

onde F_{ijk}/E_{ijk} é a razão entre o número de ocorrências (bebês ou crianças) e população exposta (mulheres ou bebês) em que a mulher e seu cônjuge têm, respectivamente, escolaridade i e j (cinco categorias descritas acima) e ela tem idade k (sete grupos quinquenais: 15-19, ..., 45-49).¹⁹ Portanto, cada resposta modelada ($B_{ijk}^{2000}/M_{ijk}^{2000}$, $B_{ijk}^{2010}/M_{ijk}^{2010}$ e $C_{ijk}^{2010}/B_{ijk}^{2000}$, agora adicionando os grupos etários à notação) corresponde a um conjunto de ($5 \times 5 \times 7 =$) 175 taxas na forma F_{ijk}/E_{ijk} .

λ_j^M , λ_i^H , λ_k^I são os efeitos marginais da escolaridade de mulheres e homens e da idade das mulheres; λ_{jk}^{MI} e λ_{ik}^{HI} ajustam a variação da distribuição educacional de homens e mulheres entre os grupos etários. O interesse aqui é na interação entre os níveis educacionais das mulheres e seus cônjuges, que, em uma especificação sem restrições, seria representada por λ_{ij}^{MH} . Essa interação é especificada de três formas já apresentadas no primeiro capítulo: o modelo

¹⁹ Para manter a correspondência entre crianças em 2010 e bebês em 2000, as mães de crianças em 2010 foram classificadas segundo a idade que tinham dez anos antes: ou seja, as que tinham 25 a 29 anos foram classificadas do grupo 15-19 e assim por diante.

de homogamia geral, que estima um único coeficiente contrastando casais com a mesma escolaridade e com escolaridade diferente; o de homogamia específica, que permite que os níveis de homogamia variem entre os cinco grupos educacionais; e o modelo de barreiras (ou cruzamentos), que estima quatro coeficientes representando as chances de que uma união cruze a fronteira entre grupos educacionais adjacentes.

Também estimo um modelo de hipergamia, que consiste do modelo de homogamia geral acrescentado de um indicador para uniões em que a mulher tem menos escolaridade que seu cônjuge. Como o termo de homogamia já controla os casos da diagonal da tabela, o termo de hipergamia estima as chances de que, nos casos em que os cônjuges tenham escolaridade diferente, a vantagem seja do homem. Por fim, restrinjo todos esses padrões de associação entre educação dos cônjuges a serem constantes entre os grupos de idade das mulheres; ou seja, os modelos não possuem parâmetros para a interação λ_{ijk}^{MHI} .

2.7 Resultados

2.7.1 Resultados descritivos

A Tabela 2 resume, em alguns indicadores relevantes, as distribuições de mulheres em idade reprodutiva, bebês e crianças.²⁰ Em primeiro lugar, podemos verificar a variação nos níveis de escolaridade. Refletindo o gradiente educacional da fecundidade, os bebês e crianças têm mães em média menos escolarizadas do que a população de mulheres. Isso fica claro ao comparar, por exemplo, a proporção com ensino superior: em 2000, eram 10,2% entre as mulheres e apenas 5,5% entre as mães de bebês. As distribuições de mulheres e bebês são bem mais parecidas em 2010, o que é compatível com a tendência de redução dos diferenciais educacionais da fecundidade (Berquó e Cavenaghi, 2014). A tabela também mostra o aumento dos anos de estudo entre os dois Censos, que se aplica tanto às mulheres em geral quanto às mães.

²⁰ A Tabela 8, no Apêndice B, apresenta as distribuições percentuais detalhadas.

Tabela 2 - Estatísticas descritivas das distribuições de mulheres, bebês e crianças

	2000		2010		
	Mulheres	Bebês	Mulheres	Bebês	Crianças
Escolaridade da mulher (%)					
0-3	20,1	24,0	15,8	14,1	26,8
4-7	31,5	37,4	17,7	21,6	23,7
8	7,6	9,3	8,8	10,9	10,7
9-11	30,5	23,8	38,9	39,7	27,9
12+	10,2	5,5	18,8	13,7	11,0
Arranjo conjugal (%)					
Homogamia	27,4	40,9	28,8	42,8	40,9
Hipergamia (M < H)	12,8	17,7	10,1	14,4	15,7
Hipogamia (M > H)	15,9	24,1	16,3	24,0	23,1
Sem cônjuge	43,9	17,3	44,7	18,7	20,3
N	2.746.780	186.494	2.639.402	136.614	162.700

Existem grandes diferenças no estado conjugal: as mães estão unidas em proporções muito maiores do que as mulheres em geral. Entrar em união e ter filhos, como transições definidoras da constituição de novas famílias, são eventos extremamente correlacionados. A grande maioria dos nascimentos ocorre no contexto de uniões, sejam casamentos ou uniões consensuais (Laplante *et al.*, 2015, 2016; Vieira, Verona e Martins, 2018), embora a contribuição proporcional das mulheres sem cônjuge para a fecundidade total (18% em 2010) seja relativamente alta no Brasil em comparação com outros países da América Latina (Laplante *et al.*, 2016).

Quanto à seletividade marital, as diferenças percentuais entre amostras são — pelo menos nas categorias agregadas de homogamia, hipergamia e hipogamia — bem pequenas quando consideramos apenas as mulheres com cônjuges. Em 2000, cerca de $(27,4/(100 - 43,9) =)$ 48,8% das mulheres de 15 a 49 anos estavam em uniões homogâmicas, mas $(40,9/(100 - 17,3) =)$ 49,5% dos bebês tinham pais com a mesma escolaridade. O padrão é similar em 2010, ainda que em níveis mais altos: 52,1% de homogamia da amostra de mulheres, 52,7% na de bebês. Observando a coorte de bebês de 2000 dez anos depois, como crianças em 2010, há um pequeno aumento da homogamia, de 49,5% para 51,3%, o que sugere que as mudanças familiares na primeira década de vida das crianças aumentaram ligeiramente a associação entre

a escolaridade de seus pais.

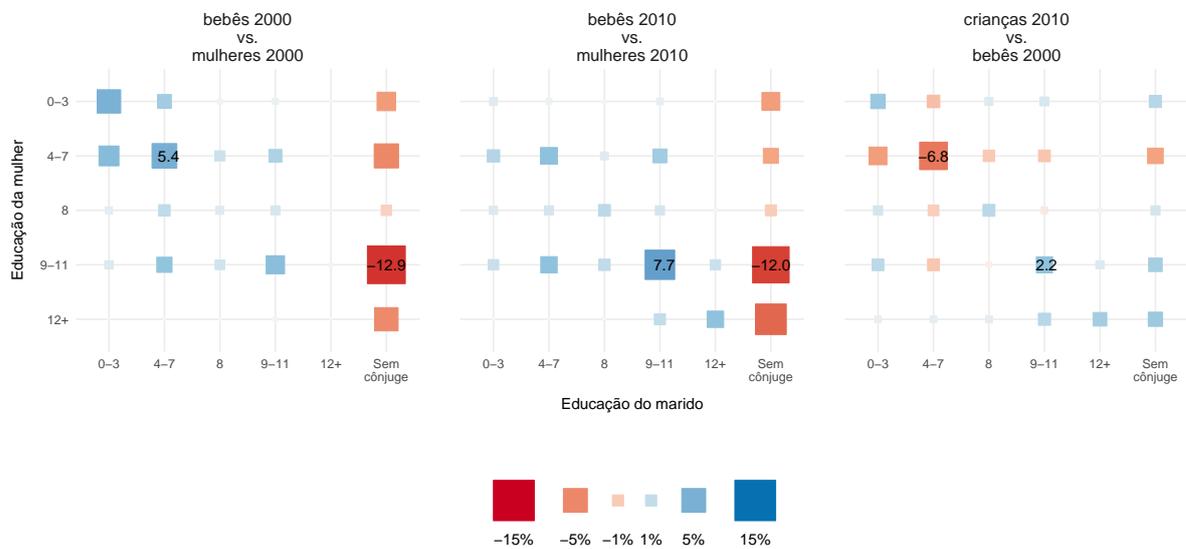
Considerando que a fecundidade é historicamente mais alta para mulheres com menos escolaridade que seus maridos (Monteiro da Silva, 2019), poderíamos esperar que a hipergamia fosse maior nas distribuições de bebês e crianças, mas a Tabela 2 mostra justamente o contrário. O fato de que há mais hipergamia entre as mulheres em idade reprodutiva deve-se, em parte, a efeitos composicionais da combinação entre calendário (*timing*) da fecundidade e tendência de queda da hipergamia: ser mais escolarizada que o cônjuge é mais comum para mulheres de coortes mais jovens, que têm mais peso nas distribuições de bebês e crianças do que na das mulheres em geral.²¹ Os resultados dos modelos apresentados na próxima seção, entretanto, indicam que essa diferença na hipergamia permanece quando a distribuição etária e os tamanhos dos grupos educacionais são controlados.

A Figura 8 permite algumas comparações mais detalhadas e revela padrões importantes. Ela ilustra como a distribuição percentual de arranjos conjugais difere entre as amostras de 1) bebês e mulheres em 2000 e 2010 e 2) crianças em 2010 e bebês em 2000. O tamanho e a cor dos quadrados refletem a magnitude e o sinal da diferença em pontos percentuais entre as amostras para a respectiva combinação entre educação da mulher e de seu cônjuge. Por exemplo, 15% dos bebês 2000 tinham mães com 4 a 7 anos de estudos cujos cônjuges tinham a mesma escolaridade, mas apenas 9,6% das mulheres em idade reprodutiva naquele ano se encaixavam nesse perfil (ver Tabela 8, Apêndice B). A diferença de 5,4% aparece assinalada no primeiro painel da Figura 8.

Em primeiro lugar, a figura reforça que não ter cônjuge é muito menos comum para mães do que mulheres em geral, dessa vez mostrando que esse é o caso em todos os níveis educacionais (quadrados vermelhos nos dois primeiros painéis). Tanto em 2000 quanto em 2010, a maior diferença é entre as mulheres com ensino médio completo ou incompleto (9 a 11 anos de estudo) sem cônjuge, que estão sobre-representadas em 13 e 12 pontos percentuais na distribuição de mulheres em idade reprodutiva. Esse grupo inclui muitas jovens que recém completaram ou ainda frequentam o ensino médio e ainda não saíram da casa dos pais e não formaram famílias independentes. Por outro lado, havia em 2000 clara sobre-representação de

²¹ A Figura 20, no Apêndice B, ilustra esse efeito de composição.

Figura 8 - Diferenças percentuais entre arranjos conjugais de mulheres, mães de bebês e mães de crianças



Fonte: O autor, 2020

mães que tinham até 7 anos de estudo e cônjuges com a mesma escolaridade (quatro células no canto superior esquerdo), refletindo a maior fecundidade nesses grupos. Em 2010, a categoria mais sobre-representada entre as mães de bebês compreende a homogamia no ensino médio.

A comparação entre crianças de 2010 e bebês de 2000 (terceiro painel da Figura 8) revela um cenário diferente. Essa comparação, vale lembrar, é uma forma de investigar as mudanças nas famílias da coorte de nascimentos do ano imediatamente anterior à data de referência do Censo 2000. A primeira observação, um tanto óbvia, é que essas distribuições são mais parecidas entre si do que as de bebês com as mulheres em idade reprodutiva — afinal, os diferenciais de fecundidade por estado conjugal e níveis educacionais já estão controlados. Logo, os mecanismos centrais para essa comparação são tendências na conjugalidade e escolaridade dos pais ao longo da primeira década de vida dos seus filhos.

Nesse sentido, é possível identificar dois movimentos principais. Primeiramente, aumento da escolaridade das mulheres e seus cônjuges, particularmente com crescimento nos grupos com ensino médio ou superior e a redução do grupo de 4 a 7 anos. O segundo movimento é o aumento da proporção de mães sem cônjuge. No total, esse era o caso de 17,3% das mães de bebês em 2000 e 20,3% das mães de crianças em 2010. É importante notar que

a maior mudança é entre as mulheres com 12 ou mais anos de estudo: quando consideramos os bebês em 2000, 11,5% delas não têm cônjuge, mas considerando as crianças em 2010 são 21,3%. Ou seja, as mulheres mais escolarizadas são menos propensas a não ter cônjuge quando do nascimento de um filho (ver Vieira, Verona e Martins, 2018), mas dez anos depois elas estão nessa condição em uma proporção acima da média.

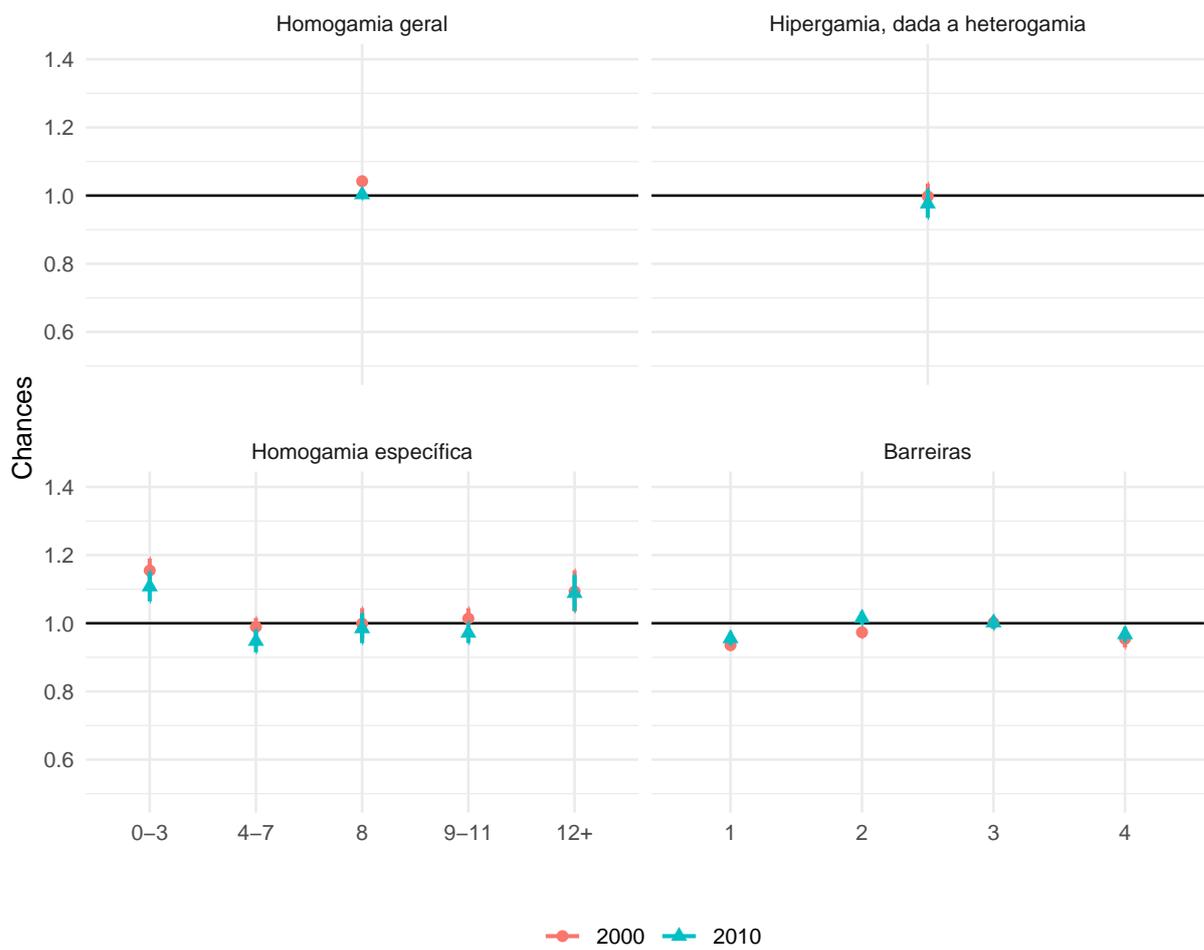
2.7.2 Modelos log-rate

As diferenças percentuais observadas até aqui dependem, em parte, das distribuições marginais (i.e., tamanhos dos grupos) de escolaridade e idade. Essas diferenças são muito úteis para descrever as características empiricamente observadas das famílias formadas pelas mulheres e as experienciadas por seus filhos. Entretanto, os modelos log-rate são necessários para identificar se, controlados os tamanhos dos grupos, alguns tipos de combinação educacional são mais prováveis que outros — ou seja, se existe de fato interação entre os níveis educacionais dos cônjuges.

A Figura 9 exhibe os coeficientes (exponenciados) de interação entre a escolaridade dos cônjuges para as taxas $B_{ijk}^{2000}/M_{ijk}^{2000}$ e $B_{ijk}^{2010}/M_{ijk}^{2010}$. Cada painel corresponde a uma especificação diferente para essa interação, com modelos estimados separadamente para cada ano.²² Os coeficientes representam efeitos multiplicativos nas taxas, de modo que valores maiores do que 1 indicam que determinado arranjo é mais comum do que seria predito controlando-se tanto pelas distribuições marginais quanto pela distribuição subjacente da população em risco. Isso significa que os coeficientes apresentados aqui — ao contrário do primeiro capítulo — não revelam os níveis absolutos da associação entre os cônjuges. As chances de homogamia para as mães dos bebês (B_{ijk}) podem ser muito altas, mas se elas forem exatamente as mesmas da amostra de mulheres (M_{ijk}) o coeficiente para homogamia nas taxas B_{ijk}/M_{ijk} será igual a 1. As estimativas, portanto, permitem verificar se as famílias experienciadas pelas crianças divergem dos padrões de seletividade marital das famílias formadas pelos adultos.

²² A Tabela 9, no Apêndice B, detalha os resultados dos modelos.

Figura 9 - Chances de homogamia, hipergamia, homogamia específica e cruzar barreiras educacionais - Taxas Bebês/Mulheres



Fonte: O autor, 2020

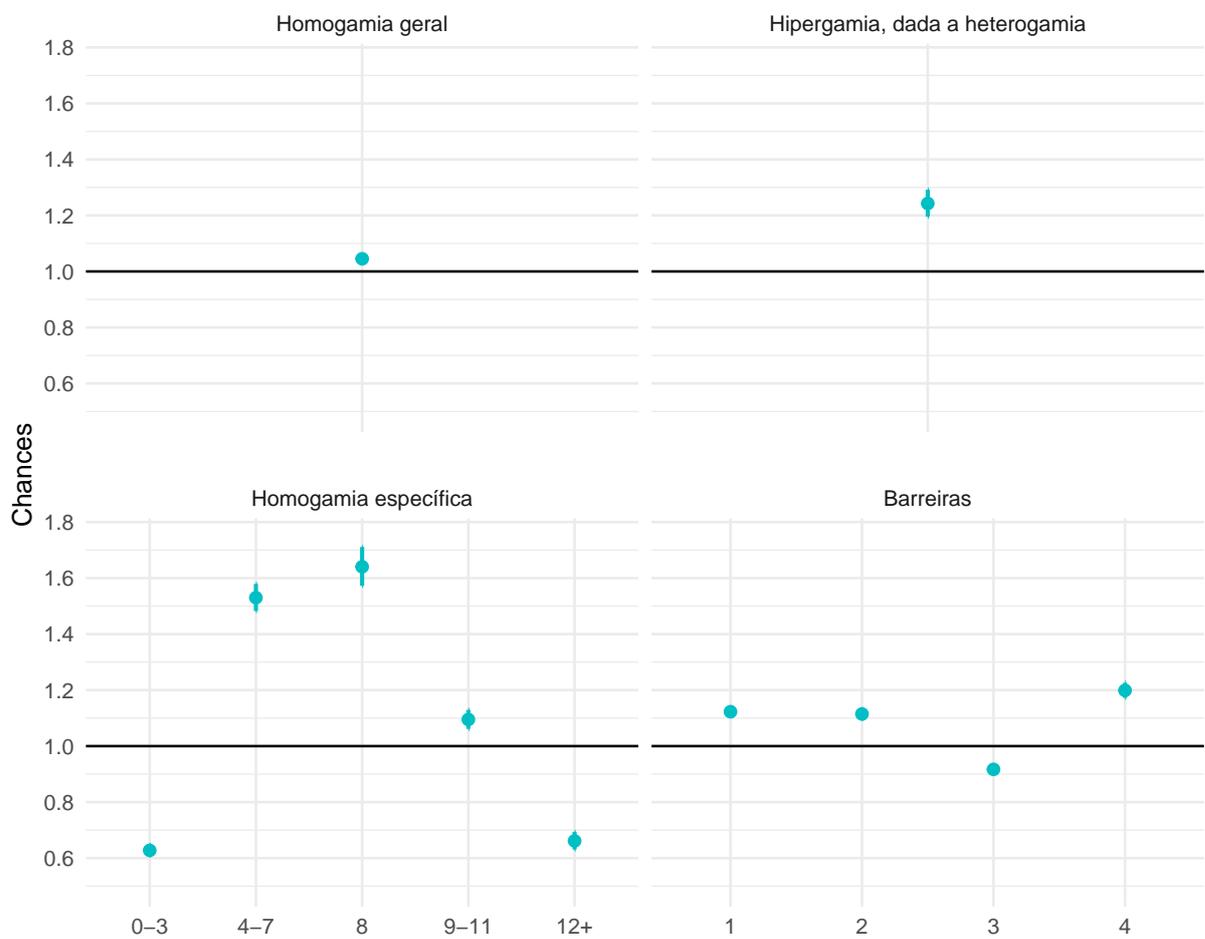
Nota-se na Figura 9 que os padrões de associação nas taxas são bastante consistentes entre 2000 e 2010, ainda que os níveis variem ligeiramente entre um ano e outro. Em 2000, a homogamia elevava as taxas B_{ijk}/M_{ijk} em 4% (coeficiente de 1.04), ou seja, as chances de homogamia na distribuição de bebês eram um pouco mais altas do que na distribuição de mulheres. Dez anos depois, entretanto, essa diferença desaparece (coeficiente de 1.00). Em outras palavras, a associação entre escolaridade dos cônjuges, medida com um parâmetro homogamia geral, não era mais forte nas famílias em que nasceram os bebês no ano anterior ao Censo 2010 do que no total de uniões formadas por mulheres em idade reprodutiva. Também as chances de hipergamia — segundo painel da Figura 9 — são indistinguíveis entre as famílias dos bebês e de mulheres, nesse caso em ambos os anos. Esses resultados indicam que a fecundidade historicamente mais alta das uniões hipergâmicas (Monteiro da Silva, 2019) não afeta significativamente, pelo menos em períodos recentes, os padrões de associação líquida entre a escolaridade dos pais.²³

O modelo de homogamia específica revela, por outro lado, que o pequeno efeito total da homogamia é na verdade a combinação de efeitos que variam entre os níveis educacionais e se cancelam parcialmente. Assim, as diferenças de homogamia entre as famílias dos bebês e das mulheres estão concentradas nos extremos da distribuição educacional. Com a homogamia entre os menos escolarizados, as taxas crescem em 15% e 11%, respectivamente, em 2000 e 2010. A homogamia no topo, por sua vez, representa um acréscimo de 9% nas taxas. Esse padrão é corroborado pelo modelo de barreiras: os pais de bebês são menos propensos que os casais em geral a cruzar as duas barreiras nos extremos da distribuição. Esses resultados sugerem a acumulação de vantagens e desvantagens educacionais nas origens familiares das novas gerações, o que tende a amplificar os efeitos intergeracionais das desigualdades transversais.

A Figura 10 apresenta os coeficientes para as razões $C_{ijk}^{2010}/B_{ijk}^{2000}$. A magnitude dos efeitos é maior do que na comparação entre bebês e mulheres. Ignorando os impactos não medidos da mortalidade infantil, isso sugere que transições conjugais e escolarização foram mais importantes do que as diferenças de fecundidade para moldar os padrões de seletividade

²³ Cabe frisar que não é possível comparar diretamente os resultados: Monteiro da Silva (2019) estima a fecundidade completa de coortes de mulheres nascidas até o fim da década de 1960, enquanto as taxas modeladas aqui se aproximam da fecundidade de período em 2000 e 2010.

Figura 10 - Chances de homogamia, hipergamia, homogamia específica e cruzar barreiras educacionais - Razão Crianças/Bebês



Fonte: O autor, 2020

marital nas famílias em que as crianças crescem. Tanto a homogamia quanto a hipergamia são mais comuns entre as mães de crianças do que entre as mães de bebês (coeficientes de 1.05 e 1.24, respectivamente). Dessa forma, ou as uniões homogâmicas e hipergâmicas têm menos chances de divórcio ou as reconfigurações causadas pela escolarização e recasamento favoreceram esses dois arranjos. Como nas últimas décadas a escolaridade tem crescido mais rapidamente para mulheres, inclusive as casadas, do que para os homens, podemos inferir que a diferença nas chances de hipergamia entre crianças e bebês está mais associada à dissolução diferencial das uniões.

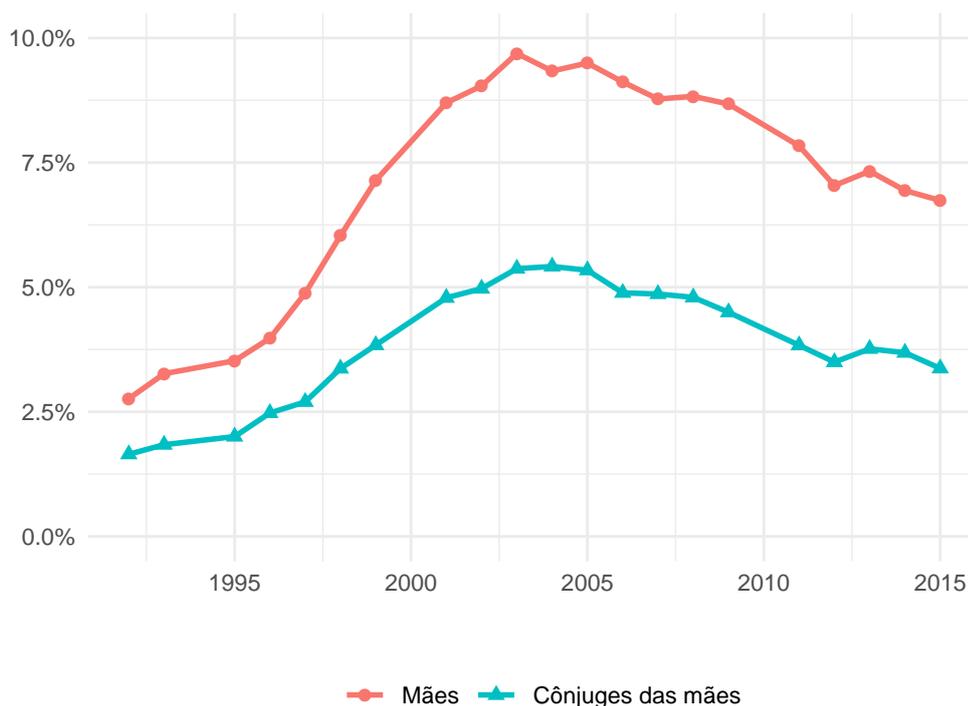
Os coeficientes para homogamia específica novamente mostram grande variação entre os grupos educacionais. A homogamia no nível do fundamental completo (8 anos de estudo) representa um acréscimo de 60% nas razões $C_{ijk}^{2010} / B_{ijk}^{2000}$; no nível do fundamental incompleto (4 a 7 anos), o efeito passa de 50%. Por outro lado, a força da associação entre a escolaridade dos cônjuges diminui em ambos os extremos da distribuição. Os pais das crianças também cruzam mais frequentemente as barreiras educacionais do que os pais dos bebês, exceto pela terceira, que separa o fundamental completo do ensino médio. Portanto, pelo menos para a coorte representada pelos bebês de 2000, as transformações familiares ao longo dos dez primeiros anos de vida efetivamente desfazem a concentração da homogamia na base e no topo da distribuição educacional.

Não é possível determinar quais combinações de transições nos cursos de vida das mulheres, seus cônjuges e filhos subjazem aos resultados no nível populacional. Mas o detalhamento por níveis educacionais permite conjecturar sobre quais mudanças podem ter efeitos mais fortes nos extremos da distribuição. Tomemos o aumento da escolaridade e, mais especificamente, o fato já mencionado de que as mulheres têm se beneficiado mais do que os homens da expansão educacional. Isso também se verifica nas famílias experienciadas pelas crianças (ver, por exemplo, Tabela 8 e Hasenbalg (2003)). A Figura 11 mostra, com dados da Pesquisa Nacional de Amostra por Domicílios (PNAD), que estar no sistema educacional se tornou mais comum para mães de crianças pequenas desde a década de 1990 e o pico da frequência escolar para esse grupo de mulheres ocorre justamente na metade dos anos 2000. A tendência é similar para seus cônjuges, mas os níveis são sempre menores para os homens. Esses dados

reforçam a conclusão de que a escolarização das mães foi um aspecto central da transformação dos contextos familiares da coorte de bebês de 2000.

Como salientei no primeiro capítulo, os efeitos da escolarização nos padrões de seletividade marital dependem de quais níveis educacionais são alcançados. De fato, a frequência escolar das mães e seus cônjuges inclui desde a alfabetização de jovens e adultos à pós-graduação. Na base da distribuição educacional, a diminuição da homogamia pode se dever a mães que inicialmente tinham a mesma escolaridade que os maridos, mas durante a década de 2000 completaram o primário ou o fundamental em proporções maiores não só do que seus cônjuges mas também do que mulheres pouco escolarizadas que estavam uniões hipergâmicas. No topo da distribuição, a queda provavelmente se deve a mães alcançando o ensino superior sem que seus cônjuges façam o mesmo.

Figura 11 - Taxa de frequência escolar para mães de crianças de até 10 anos e seus cônjuges, quando presentes - 1992-2015

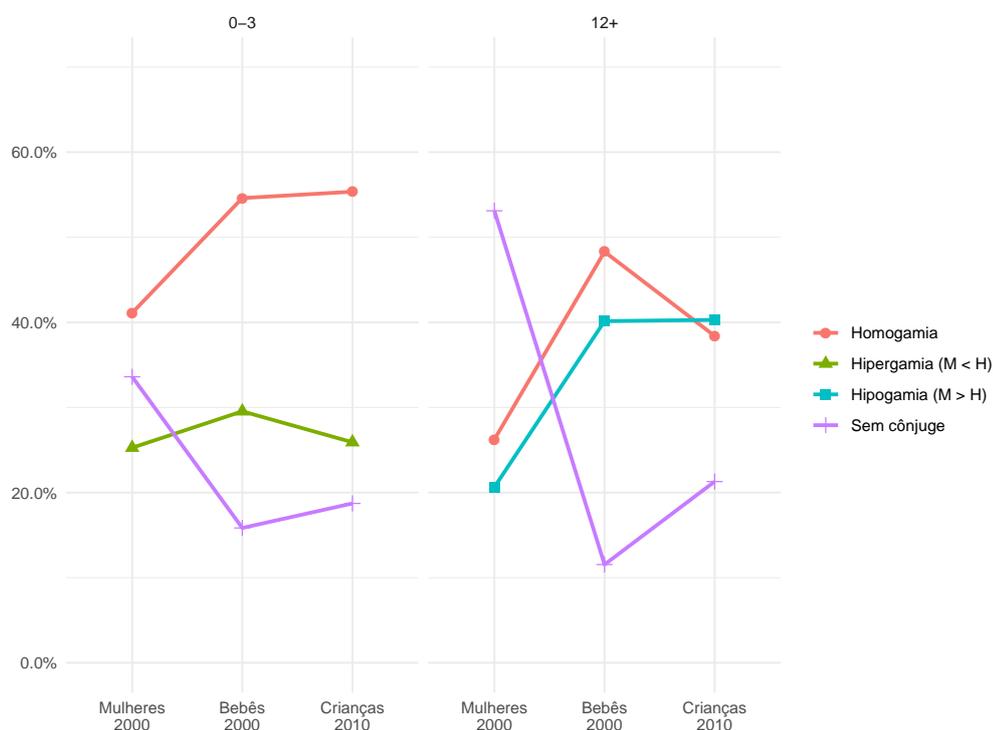


Fonte: O autor, 2020

Para a redução da homogamia no topo, a dissolução de uniões também parece ser relevante. Mencionei na seção anterior que a proporção de mães com pelo menos o superior

incompleto que não tinham cônjuges quase dobra na primeira década de vida dos filhos. Retomando as estatísticas descritivas, a Figura 12 deixa claro que a contrapartida desse crescimento é diminuição da homogamia. As uniões homogâmicas entre os mais escolarizados podem ter sido mais propensas à dissolução no período analisado. Por outro lado, também é possível que a diminuição da homogamia no topo seja simplesmente efeito de um influxo grande de mães sem cônjuge no ensino superior. Mais uma vez cabe frisar os limites dessas conjecturas no nível populacional, assim como das comparações diretas entre tendências descritivas e as estimativas dos modelos — afinal, estas últimas servem precisamente para controlar efeitos composicionais que afetam valores percentuais. Um exemplo desses limites aparece na mesma Figura 12: embora as chances de homogamia específica na base tenham diminuído, o percentual de homogamia para as mães menos escolarizadas na verdade aumenta ligeiramente ao longo da primeira década de vida dos filhos.

Figura 12 - Arranjos conjugais das mulheres e mães com 0-3 e 12+ anos de estudo



Fonte: O autor, 2020

Quaisquer que sejam os processos demográficos subjacentes a essas tendências, os resultados indicam que a associação entre a educação dos pais cresceu ao longo da primeira década

de vida da coorte de bebês de 2000. Mas as tendências variaram muito entre os níveis educacionais e o aumento da homogamia geral ocorreu a despeito da diminuição da homogamia nos extremos da distribuição.

2.8 Considerações finais

Neste capítulo, investiguei como as famílias em que as crianças nascem e crescem diferem, quanto à seletividade marital por educação, das famílias formadas pelos adultos. Essa é uma questão importante porque a distribuição de recursos entre as famílias experienciadas pelas crianças é o que importa para a reprodução intergeracional das desigualdades. É necessário, portanto, considerar a interseção entre estratificação social e demografia da família. Argumentei que os arranjos educacionais dos pais são relevantes para os filhos porque influenciam, ou pelo menos indicam, aspectos da dinâmica conjugal — como a divisão do trabalho e a similaridade de atitudes sobre a vida familiar — que podem não ser adequadamente descritos pelo status de cada cônjuge tomado separadamente.

As diferenças observadas entre as famílias das crianças e as famílias dos adultos podem ser atribuídas a diferenciais de fecundidade, padrões de dissolução marital e recasamento e aumento da escolaridade das mães e seus cônjuges depois que as crianças nascem. Os resultados indicaram que, em comparação com todos os casais formados por mulheres em idade reprodutiva, as famílias em que os bebês nasciam tinham chances um pouco maiores de homogamia em 2000, mas a diferença desaparece em 2010. Em ambos os anos, entretanto, as famílias dos bebês eram mais homogâmicas entre os menos e os mais escolarizados. Ao longo da primeira década de vida da coorte de bebês de 2000, observada como crianças em 2010, a alta homogamia nos extremos da distribuição é revertida pela combinação entre escolarização das mães e dissolução de uniões. Ainda assim, a homogamia geral é mais alta nas famílias das crianças do que nas famílias dos bebês. Além disso, estimativas obtidas ao projetar no passado as origens sociais da população recente mostraram níveis em geral mais altos de homogamia do que as famílias observadas em amostras transversais, embora a tendência de declínio seja similar.

Esses resultados ilustram os efeitos dos processos demográficos que conectam as famílias formadas pelos adultos com as origens familiares das novas gerações. Cabe notar que não observamos diretamente as transições nos cursos de vida de crianças, mulheres e seus cônjuges que subjazem a esses processos. Podemos apenas inferir as transições a partir dos seus resultados agregados e com o auxílio de evidências indiretas. De todo modo, as análises mostram que a dinâmica demográfica tende a produzir mais desigualdade entre origens familiares do que a observada entre as famílias.

3 A ASSOCIAÇÃO ENTRE OS RENDIMENTOS DOS CÔNJUGES E MUDANÇAS NA DESIGUALDADE DE RENDA NO BRASIL (1993-2015)

3.1 Introdução

O modelo tradicional de especialização e troca no casamento —no qual maridos e esposas especializam-se em, respectivamente, trabalho pago e doméstico —implica em vulnerabilidades ao longo da vida de mulheres e ausência de flexibilidade para que as famílias lidem com eventos críticos, tais como o desemprego do homem provedor (Oppenheimer, 1994; Widmer e Spini, 2017). A difusão de um modelo alternativo, em que ambos os cônjuges têm renda do trabalho, oferece uma excelente oportunidade para entender conexões entre as trajetórias individuais, organização familiar e mudanças sociais e econômicas. Por um lado, transições ao longo do curso de vida e o processo de formação de famílias estão inseridos em um contexto social amplo, sendo influenciados por mudanças culturais, econômicas e políticas (Mills e Blossfeld, 2005; Levy e Bühlmann, 2016; Bernardi, Huinink e Settersten, 2018). Por outro lado, famílias compartilham recursos e podem atenuar a variação de emprego e renda que ocorre ao longo da vida dos indivíduos. Portanto, estudar a estruturação dos cursos de vida e as mudanças nos arranjos domiciliares — principalmente no que tange à sua dinâmica de gênero — pode contribuir para a nossa compreensão de padrões e tendências na desigualdade (Esping-Andersen, 2007). Estudos sobre países desenvolvidos sugerem que, embora o crescimento do trabalho feminino tem sido historicamente uma força equalizadora, a difusão de casais com dupla renda pode aumentar a desigualdade de renda domiciliar na medida em que os atributos dos cônjuges, como escolaridade, oferta de trabalho e rendimentos tornam-se mais correlacionados (Esping-Andersen, 2007; Blossfeld e Buchholz, 2009; Schwartz, 2010).²⁴

Esse debate destaca que padrões e tendências em diversas dimensões da desigualdade

²⁴ Ao longo do capítulo, me refiro a casais em que ambos os cônjuges têm rendimentos do trabalho como “casais com dupla renda”. Esse termo é razoavelmente comum na literatura brasileira sobre o tema (ver, por exemplo, Alves, Cavenaghi e Barros, 2010), embora uma alternativa mais precisa seja “casais com dois provedores” (Itaborá, 2017). A literatura em inglês se refere a esses casais como *dual-earners* ou *dual-career couples*.

são influenciados pela composição e dinâmica populacional e, mais especificamente, pela demografia das famílias. A associação entre os rendimentos dos cônjuges, em particular, foi explorada como uma medida sintética que reflete as características da divisão do trabalho e arranjos financeiros das famílias, bem como das relações de gênero dentro e fora dos domicílios. Por exemplo, em contextos com baixos níveis de participação laboral das esposas, a correlação entre rendimento dos cônjuges tende a ser baixa — porque poucas mulheres terão rendimentos — ou até negativa — caso os níveis de participação sejam especialmente baixos entre mulheres cujos maridos possuem alto rendimento. A correlação tende a aumentar à medida que mais mulheres unidas entram na força de trabalho e casais com dupla renda se tornam mais comuns, presumindo que os cônjuges tendem a ter potencial de renda semelhante. A mudança de correlação negativa para positiva e crescente é o que aconteceu, por exemplo, nos Estados Unidos entre as décadas de 1960 e 1980 (Schwartz, 2010). Recentemente, um estudo comparativo mostrou que há grande variação nos padrões e tendências da associação entre os rendimentos dos cônjuges, e que essas tendências, bem como seus impactos na desigualdade, dependem em grande medida da dinâmica da participação das esposas na força de trabalho (Boertien e Bouchet-Valat, 2020). Uma das principais limitações dessa literatura é que ela em grande medida se restringe a países de alta renda, nos quais a desigualdade em geral cresceu nas últimas décadas, mas a vulnerabilidade social em termos de pobreza e escassez de recursos é menos saliente. Em contrapartida, nos países em desenvolvimento e de renda média a dinâmica da participação feminina na força de trabalho está pelo menos em parte relacionada à fuga da pobreza, ao mesmo tempo em que impacta as tendências de desigualdade. Se as mudanças na associação entre os rendimentos dos cônjuges seguirem, em países de renda média, padrões semelhantes aos observados em países ricos, teremos evidências mais fortes sobre os mecanismos que conectam a participação das esposas na força de trabalho, a difusão de casais com dupla renda, a associação entre os rendimentos dos cônjuges e a desigualdade.

O contexto brasileiro é especialmente interessante para uma investigação dos mecanismos que conectam desigualdade de renda às mudanças no curso de vida e na organização das famílias. Entre os anos de 1990 e a primeira metade da década de 2010, enquanto muitas mudanças na vida familiar continuaram a se desenrolar ou mesmo se aceleraram, a desigualdade

de renda caiu. Esse declínio já foi extensamente analisado (Soares, 2002; Ferreira *et al.*, 2006; Barros, Foguel e Ulyseia, 2007; Menezes-Filho e Rodrigues, 2009; Carvalhaes *et al.*, 2014; para uma revisão da literatura, vide Firpo e Portella, 2019) mas os impactos da difusão de casais com dupla renda entre coortes mais jovens, uma das mais importantes tendências na vida familiar, foi em geral negligenciado. Dois trabalhos recentes, no entanto, indicam que o aumento da participação de esposas na força de trabalho teve um papel importante nas tendências de desigualdade, tanto porque a desigualdade diminuiu mais entre as mulheres quanto porque os rendimentos das esposas representam uma proporção cada vez maior da renda familiar (Ribeiro e Machado, 2018; Hoffmann, 2019). Por outro lado, o crescimento dos níveis de emprego das mulheres em união também levou a uma associação mais forte entre os rendimentos dos cônjuges, o que por sua vez teve um efeito desqualizador que investigo mais detalhadamente neste capítulo. Esses achados sugerem não só que aspectos da organização familiar devem ser levados em consideração para compreender o declínio recente da desigualdade no Brasil, mas também que o caso brasileiro pode ajudar a estabelecer os principais mecanismos que relacionam a participação dos cônjuges na força de trabalho e as tendências da desigualdade de renda em geral.

Nesse capítulo, uso dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) para analisar tendências na associação entre rendimentos dos cônjuges e avaliar seus efeitos na trajetória da desigualdade de rendimentos entre os casais brasileiros de 1993 a 2015. Para isso, construo tabelas de contingência que classificam maridos e esposas de acordo com sua posição relativa na distribuição de renda específica por sexo a cada ano. Depois, uso modelos log-lineares para distinguir três componentes da associação entre os rendimentos dos cônjuges: a) a correlação entre os rendimentos dos cônjuges nos casais com dupla renda, o que por vezes chamo simplesmente de *similaridade de rendimentos*; b) *o gradiente do emprego das esposas*, ou seja, a relação entre os rendimentos dos maridos e a probabilidade de participação das esposas na força de trabalho; e c) *a prevalência de casais com dupla renda*. Simulações contrafatuais permitem estimar como a desigualdade mudaria se as tendências em cada um desses componentes tivessem sido diferentes entre 1993 e 2015.

Nesse período, a correlação entre os rendimentos dos cônjuges no Brasil aumentou cerca

de 25%, o que reduziu a queda da desigualdade entre todas as famílias em pelo menos 12% (Ribeiro e Machado, 2018). Os resultados aqui apresentados sugerem que esse aumento na correlação foi impulsionado principalmente por mudanças na participação laboral das mulheres unidas, e não pela seletividade marital baseada em rendimentos — o que seria capturado principalmente pela *similaridade de rendimentos* nos casais de dupla renda, o primeiro componente mencionado acima. De fato, a associação nos casais com dupla renda permaneceu em geral estável e na verdade contribuiu para o declínio da desigualdade. Por outro lado, os níveis de participação laboral das mulheres unidas aumentaram desigualmente quando consideramos a distribuição de rendimentos dos maridos e essa tendência no *gradiente de emprego das esposas* teve um efeito desqualizador. Mas as análises de decomposição também indicam que o simples aumento na *prevalência de casais com dupla renda* foi o principal fator fortalecendo a associação entre os rendimentos dos cônjuges e, por conseguinte, enfraquecendo o declínio da desigualdade entre os casais.

Na próxima seção, apresento as principais questões levantadas pela literatura sobre casamento e desigualdade. Em seguida, são apresentados os dados, medidas e métodos utilizados. Na seção de resultados, são apresentadas estatísticas descritivas, as estatísticas de ajuste e estimativas dos modelos log-lineares e a decomposição de tendências baseada em cenários contrafatuais. Finalmente, conclui-se com uma discussão dos principais achados do capítulo.

3.2 Mudanças nas famílias e desigualdade de renda

Muitos estudos investigaram como as amplas mudanças na vida familiar no mundo contemporâneo impactam diversas formas de desigualdade (McLanahan, 2004; Esping-Andersen, 2007; Western, Bloome e Percheski, 2008; Blossfeld e Buchholz, 2009). Muitas dessas mudanças podem ser compreendidas como parte da “revolução de gênero” que ampliou as oportunidades para as mulheres, conforme mostrado por tendências como a reversão do hiato de gênero no alcance educacional e o crescimento significativo da participação feminina na força de trabalho (Goldscheider, Bernhardt e Lappegård, 2015; Van Bavel, Schwartz e Esteve, 2018).

O aumento da similaridade socioeconômica dos cônjuges, em particular, tem sido apontado como um fator que pode contribuir para o aumento da desigualdade de renda domiciliar em países desenvolvidos (Esping-Andersen, 2007; Blossfeld e Buchholz, 2009; Schwartz, 2010). Dois mecanismos foram propostos para explicar o aumento da similaridade econômica dos cônjuges: a seletividade marital e a divisão mais equitativa do trabalho nos casamentos (Gonalons-Pons e Schwartz, 2017).

A seletividade marital refere-se à correspondência entre características dos cônjuges quando da formação da união. Sabe-se que, devido a tanto oportunidades de interação social quanto preferências, as pessoas tendem a escolher parceiros similares a si mesmas em dimensões como educação, raça e origem social (Schwartz, 2013), e essa seleção pode levar a casamentos entre cônjuges com potencial econômico semelhante. A seletividade marital educacional é particularmente importante para essa questão, uma vez que escolaridade é um normalmente um bom indicador de potencial econômico. Em vários países a expansão educacional fortaleceu o papel de escolas e universidades como mercados maritais e aumentou as chances de homogamia (Blossfeld e Timm, 2003b). A reversão do hiato de gênero no alcance educacional — relacionada a essa expansão — também contribuiu para a homogamia, principalmente por reduzir as chances de hipergamia feminina, isto é, dos arranjos em que a esposa tem menos escolaridade do que o marido (Esteve *et al.*, 2016b; Van Bavel, Schwartz e Esteve, 2018). A assimetria de gênero nas preferências por parceiros também pode ter diminuído, e a expectativa de que as mulheres unidas também tenham trabalho pagam implica que suas perspectivas econômicas têm importância crescente nos mercados maritais (Sweeney e Cancian, 2004). O aumento da idade média de entrada em união também pode incentivar a homogamia econômica: conforme as pessoas se casam mais velhas, elas podem dar mais peso ou ser mais capazes de avaliar o potencial econômico dos parceiros (Oppenheimer, 1988; Qian, 2017).

A divisão de trabalho no casamento é outro fator importante para entender tendências da homogamia econômica. Particularmente, a entrada maciça de esposas no mercado de trabalho levou pesquisadores a desafiar as previsões do modelo de especialização e troca de Becker (1974; Becker, Landes e Michael, 1977), nos quais casais maximizariam seu bem-estar com maridos especializados em trabalho remunerado e esposas no trabalho doméstico. Oppenheimer (1994),

por exemplo, enfatizou o anacronismo do modelo de especialização e sua inadequação, tanto no nível familiar quanto no nível societal, a contextos de baixa mortalidade e fecundidade. Estudos têm apontado para o surgimento, nas últimas décadas, de uma forma mais colaborativa de casamento em que ambos os parceiros se engajam no mercado de trabalho, embora a divisão do trabalho doméstico tenha mudado muito mais lentamente (Sweeney, 2002; Goldscheider, Bernhardt e Lappegård, 2015).

Os efeitos da seletividade marital por educação na desigualdade de renda são em geral modestos ou praticamente inexistentes (Breen e Salazar, 2011; Breen e Andersen, 2012; Boertien e Permanyer, 2019). Embora alguns autores tenham sugerido que níveis mais altos de participação feminina na força de trabalho podem amplificar o impacto da homogamia educacional sobre a desigualdade (Blossfeld e Buchholz, 2009; Breen e Andersen, 2012), Boertien e Permanyer (2019) mostraram que o efeito potencial da seletividade marital por educação é, na verdade, maior em países onde o nível de emprego feminino é relativamente baixo. Isso porque, nesses contextos, a oferta de trabalho e os rendimentos das mulheres podem ser mais estratificados pela educação. A seletividade marital também parece ser menos importante do que as mudanças na divisão do trabalho quando se investiga diretamente a associação entre os rendimentos dos cônjuges. Usando dados longitudinais, Gonalons-Pons e Schwartz (2017) mostraram que a maior parte do aumento da homogamia econômica nos Estados Unidos desde a década de 1970 deve-se a mudanças na correlação entre os rendimentos dos cônjuges que ocorreram após o primeiro ano de casamento.

Independentemente do que causa as mudanças na associação entre os rendimentos dos cônjuges, alguns estudos exploraram seu impacto teórico e empírico sobre a desigualdade de renda, geralmente levando em consideração as tendências na participação feminina na força de trabalho e a difusão de casais com dupla renda (ver, por exemplo, Cancian e Reed, 1999; Hyslop, 2001). Schwartz (2010) mostrou que o fortalecimento da associação entre os rendimentos dos cônjuges foi responsável por pelo menos 25% do aumento da desigualdade de rendimentos entre os casais nos Estados Unidos entre 1967 e 2005. Sudo (2017) mostrou, com um modelo matemático e simulações, um padrão de U invertido no qual o crescimento da participação das mulheres na força de trabalho aumenta a desigualdade de renda familiar em seus estágios ini-

ciais, mas torna-se uma força equalizadora depois que determinado nível de emprego feminino é alcançado. Quaisquer efeitos desqualizadores da associação entre os rendimentos dos cônjuges depende, portanto, dessa trajetória. Em um estudo comparativo de 21 países, Boertien e Bouchet-Valat (2020) concluíram que, embora tenha tido um efeito desqualizador em alguns países, o aumento na associação dos rendimentos dos cônjuges está frequentemente relacionado a mudanças mais amplas que contribuem para o declínio da desigualdade por outras vias.²⁵

Um achado importante dessa literatura é, portanto, que os níveis e padrões do emprego feminino são a chave para entender o impacto da associação de rendimentos dos casais sobre a desigualdade, tanto por causa do efeito direto da contribuição das mulheres para a renda familiar e quanto pelo papel mediador que a participação laboral feminina desempenha para outros fatores, como a homogamia educacional.

Entretanto, a maioria dos estudos sobre esses temas concentra-se em países desenvolvidos. Alguns estudos existentes sobre países latino-americanos revelam que no Brasil e no México, por exemplo, o padrão de aumento da associação de rendimentos como parte de um processo mais amplo de mudanças no emprego feminino também é válido. E enquanto no México a correlação de rendimentos dos cônjuges permaneceu constante de 1988 a 2010, no Brasil a correlação aumentou desde os anos 1990, mas em ambos os países o crescimento da participação das esposas no mercado de trabalho teve um efeito líquido equalizador (Campos-Vázquez, Hincapié e Rojas-Valdés, 2012; Ribeiro e Machado, 2018). Com uma abordagem diferente para a relação entre seletividade marital e desigualdade, Torche (2010) mostrou que no Chile, Brasil e México a força das barreiras ao casamento entre pessoas de níveis educacionais distintos é fortemente associada à desigualdade de rendimentos entre níveis educacionais.

No Brasil, e na América Latina em geral, a desigualdade de renda teve trajetória oposta à da maioria dos países ricos. A partir da década de 1990, e especialmente entre os anos 2000 e o início da década de 2010, a desigualdade de renda diminuiu significativamente no Brasil. A literatura acadêmica sobre esta tendência concentrou-se principalmente nos efeitos da dinâmica do mercado de trabalho e de políticas públicas —de fato, a redução do prêmio educacional

²⁵ Boertien e Bouchet-Valat (2020) também fornecem uma ampla revisão da literatura sobre similaridade de rendimentos e desigualdade e organizam as várias questões de pesquisa subjacentes.

e aumento do salário mínimo são geralmente considerados como os principais determinantes imediatos do declínio da desigualdade (Firpo e Portella, 2019). Mas o impacto da dinâmica do mercado de trabalho na distribuição da renda entre os domicílios também depende da estrutura familiar e da divisão do trabalho nas famílias: quantos membros da família estão empregados, sua contribuição relativa para a renda familiar e assim por diante. Embora esses fatores tenham sido em geral negligenciados pela literatura recente sobre desigualdade de renda no Brasil — as poucas exceções incluem Maia e Sakamoto (2016) e Wajman, Turra e Agostinho (2007) —, eles também passaram por intensas mudanças.

Por exemplo, Ribeiro e Machado (2018) mostraram que, desde a década de 1990, as mulheres em união vêm impulsionando o aumento do emprego feminino no Brasil. Na verdade, praticamente todo o aumento da participação feminina na força de trabalho nas últimas décadas pode ser atribuído a mulheres unidas. Usando as propriedades de decomposição do coeficiente de variação — conforme especificado por Cancian e Reed (1999) — eles dividiram as tendências na desigualdade de renda familiar em: mudanças na desigualdade de renda entre os homens e entre as mulheres, o crescimento da contribuição financeira das esposas para a renda domiciliar, e as mudanças na correlação entre os rendimentos das esposas e dos maridos. Eles concluíram que a redução da desigualdade entre as esposas e sua crescente contribuição para a renda familiar foram as principais forças que contribuíram para o declínio da desigualdade entre casais e entre todas as famílias. Mas eles também identificaram um aumento na correlação entre os rendimentos dos cônjuges que teve um efeito oposto e desqualizador, contribuindo para enfraquecer a tendência de declínio da desigualdade. Esses achados mostram a relevância da considerar a interação entre dinâmica familiar, tendências do mercado de trabalho e políticas públicas para compreender como a renda é distribuída entre domicílios.

Uma limitação importante da decomposição do coeficiente de variação tal como proposta por Cancian e Reed (1999) é que ela assume que as mudanças em uma única medida sintética, o coeficiente de correlação, podem descrever adequadamente as tendências na associação entre os rendimentos dos cônjuges. O coeficiente de correlação é uma forma simples e relativamente intuitiva de medir essa associação, mas, como mostrou Schwartz (2010), ele combina diferentes processos que podem divergir e até cancelar um ao outro, especialmente

em contextos de crescimento expressivo da participação laboral feminina (ver também Boertien e Bouchet-Valat, 2020; Bouchet-Valat, 2017; Sudo, 2017). A associação total entre os rendimentos dos cônjuges pode mudar como resultado dos seguintes mecanismos: a) mudanças na *similaridade de rendimentos* nos casais com dupla renda; (b) mudanças na relação entre os rendimentos dos maridos e as chances de as esposas trabalharem (*gradiente de emprego das mulheres*); e (c) mudanças na *prevalência de casais com dupla renda*. Dessa forma, para avaliar o impacto das tendências de associação entre os rendimentos dos cônjuges sobre a desigualdade de renda entre casais, adota-se aqui a seguinte estratégia analítica, baseada no trabalho de Schwartz: primeiro, são estimados modelos log-lineares que permitem descrever as tendências da associação em diferentes componentes; em seguida, as frequências previstas por esses modelos são usadas para calcular tendências contrafatuais da desigualdade de renda medida com o coeficiente de variação (CV).

3.3 Dados, mensuração e métodos

3.3.1 Dados

Os dados provêm da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) e abrangem o período de 1993 a 2015. A PNAD é uma pesquisa domiciliar com representatividade nacional que nesse período foi realizada anualmente, exceto nos anos censitários (2000 e 2010) e em 1994, o que resulta em vinte bancos de dados.²⁶ Foram selecionados todos os casais heterossexuais que incluíam o responsável pelo domicílio e nos quais a esposa tinha entre 25 e 55 anos e o marido entre 25 e 59 anos, compreendendo uma faixa etária em que a participação na força de trabalho é mais comum. A faixa etária um pouco mais ampla para os maridos reflete o fato de eles serem geralmente mais velhos do que as esposas, com uma diferença mediana de 3 anos ao longo do período. Desconsiderar essa diferença de idade poderia resultar em viés de

²⁶ Em 2016, a PNAD anual foi substituída pela PNAD contínua e a extensão das mudanças metodológicas dificulta a comparabilidade.

seleção, na medida em que, perto do limite superior da faixa etária das esposas, apenas casais mais similares que a média em termos de idade entrariam na amostra. Como teste de robustez, replico a análise principal usando uma faixa etária mais ampla — ambos os cônjuges com 18 a 65 anos — que compreende a maior parte da população em idade ativa.

Os cônjuges são identificados pela relação com o chefe do domicílio, independentemente do estado civil e tipo de união. As uniões consensuais são muito comuns no Brasil e, embora historicamente mais prevalentes nos estratos sociais mais baixos, têm se tornado cada vez mais frequentes entre coortes mais jovens e mais escolarizadas (Esteve, Lesthaeghe e López-Gay, 2012; Covre-Sussai *et al.*, 2015; Laplante, Vieira e Barnabé, 2019). As análises apresentadas aqui não fazem distinção entre tipos de união, uma vez que essa informação não foi coletada pela PNAD para a maior parte dos anos incluídos aqui. Mas casamentos civis e uniões consensuais de fato diferem em alguns aspectos relevantes, como o nível de homogamia educacional e a participação das esposas na força de trabalho (Esteve, McCaa e López, 2013; Covre-Sussai, 2016; Laplante, Vieira e Barnabé, 2019).²⁷ Para garantir a comparabilidade dos dados ao longo dos anos, foram descartados os casais que viviam em partes rurais da região Norte, que não eram cobertas pela PNAD antes de 2004. A amostra final inclui 929.798 casais com todas as informações necessárias para as análises, sendo um mínimo de 39.257 casais por ano.

3.3.2 Mensuração

A PNAD coleta dados sobre diversas fontes de renda, mas utilizo aqui apenas os rendimentos mensais recebidos pelos cônjuges no trabalho principal. Ao focar na renda do trabalho, ficam de fora outras fontes como renda do capital, aposentadoria (que é pouco comum na faixa etária selecionada) e programas de transferência de renda. Esta última fonte de renda tornou-se relevante na década de 2000, com a expansão e unificação de vários benefícios federais

²⁷ Ao me referir aos casais na amostra, uso os termos “parceiros”, “cônjuges” e “esposas/maridos” de forma intercambiável.

no Bolsa Família, programa com pagamentos mensais para famílias pobres. Embora o Bolsa Família seja creditado como um fator crucial para a redução da pobreza, sua influência nas tendências de desigualdade parece ter sido modesta (Barros, Foguel e Ulysea, 2007). Além disso, entre os casais selecionados, a soma dos rendimentos dos cônjuges corresponde a em média 80% da renda total do domicílio. Portanto, faz sentido focar na renda do trabalho tanto porque os mecanismos e mudanças familiares investigados aqui estão relacionados à participação na força de trabalho quanto porque a renda do trabalho é mais relevante do que outras fontes para a dinâmica da desigualdade durante o período estudado. Os rendimentos foram ajustados para valores de setembro de 2015 usando os deflatores propostos por Corseuil e Foguel (2002).

A desigualdade entre os casais é medida usando o coeficiente de variação (CV) dos rendimentos combinados dos casais (ou seja, a soma da renda do trabalho principal de ambos os cônjuges) e calculada a partir de dados agrupados (ver detalhes abaixo). O coeficiente de variação é uma medida flexível, decomponível e tem a vantagem de incluir pessoas com renda zero, o que é útil porque para avaliar o impacto distributivo da mudança na proporção de esposas com renda zero.

3.3.3 Métodos

Para investigar as tendências na associação entre os rendimentos dos cônjuges e decompor seu impacto na desigualdade, uso modelos log-lineares. Essa classe de modelos tem uma longa história na literatura sobre mobilidade social e seletividade marital e conta com algumas propriedades úteis para lidar com as questões de pesquisa investigadas aqui. Os modelos log-lineares podem ser formulados como modelos lineares generalizados para dados de contagem (isto é, com uma distribuição Poisson e função de ligação log), de modo que a variável dependente seja a frequência de certas combinações de variáveis categóricas — neste caso, a faixa de rendimentos em que se encontra cada um dos cônjuges. Desta forma, os modelos permitem a especificação de padrões de associação complexos ao mesmo tempo em que controlam por efeitos de composição relacionados o tamanho relativo dos grupos usados na análise. Finalmente,

eles permitem uma estratégia flexível de simulação: as frequências previstas por especificações alternativas da associação podem ser usadas como pesos para calcular estatísticas contrafatuais. O uso de modelos log-lineares para decompor os efeitos da associação nos rendimentos sobre a desigualdade foi proposto pela primeira vez por Schwartz (2010) e abordagens semelhantes foram utilizadas em alguns outros trabalhos (Bouchet-Valat, 2017; Boertien e Bouchet-Valat, 2020).²⁸

A estratégia analítica adotada aqui é a seguinte: primeiro, cada cônjuge foi classificado de acordo com sua posição relativa na distribuição de rendimentos específica por sexo e ano, usando vintis (ou seja, vinte grupos de tamanhos iguais) para quem tinha rendimentos diferentes de zero e uma categoria à parte para quem não tinha rendimentos. Assim, em cada ano, os casais podem ser atribuídos a uma das 441 (21×21) combinações possíveis entre a posição relativa do marido e a posição relativa da esposa na distribuição de rendimentos de cada sexo. Em seguida, modelos log-lineares são usados para analisar as tabelas de contingência formadas pelo cruzamento entre grupo de rendimentos das esposas, grupo de rendimentos dos maridos e ano ($21 \times 21 \times 20 = 8,820$ células). Também foram calculados escores que correspondem à mediana dos rendimentos em cada vintil de cada sexo e ano — ou seja, zero para quem não tinha renda do trabalho, a mediana dos rendimentos para os 5% de esposas na base da distribuição de mulheres em um determinado ano, depois a mediana para os 5% seguintes e assim por diante. Esses escores servem a dois propósitos: primeiro, alguns modelos usam versões dos escores para capturar diferenças absolutas ou uma associação linear entre os rendimentos dos cônjuges. Em segundo lugar, os escores são usados para calcular o coeficiente de variação a partir das tabelas de contingência: para cada célula (ou seja, combinação de grupos de rendimentos dos cônjuges), são somados os escores específicos por sexo e ano para que se obtenha uma estimativa dos rendimentos conjuntos dos casais naquela posição. Esses rendimentos conjuntos são então usados para calcular médias ponderadas e desvios-padrão onde os pesos são as frequências de

²⁸ Essa abordagem também é muito próxima das simulações baseadas no algoritmo de Deming-Stephan — também conhecido como *iterative proportional fitting* (IPF) — que foram frequentemente usadas na literatura sobre seletividade marital e desigualdade (Breen e Salazar, 2011; Breen e Andersen, 2012; Boertien e Permanyer, 2019). Mais especificamente, um modelo linear generalizado com distribuição Poisson e função de ligação log (ou seja, um modelo log-linear) com *offset* pode ser usado para ajustar uma tabela de contingência a totais pré-definidos para as linhas e colunas, obtendo o mesmo resultado do IPF (Agresti, 2002, pp. 343-346).

células correspondentes (observadas ou previstas pelos modelos).

Os modelos log-lineares, que são descritos em detalhes na seção de resultados, visam capturar as diferentes formas pelas quais a associação entre os rendimentos dos cônjuges pode ter mudado. Usando suas frequências previstas, é possível estimar cenários distintos para as tendências na desigualdade. Um modelo log-linear básico que, leva em conta os tamanhos dos grupos e suas mudanças ao longo do tempo pode ser escrito como:

$$\ln\left(\frac{F_{ijk}}{z_{ijk}}\right) = \lambda + \lambda_i^H + \lambda_j^W + \lambda_k^Y + \lambda_{ik}^{HY} + \lambda_{jk}^{WY} \quad (3)$$

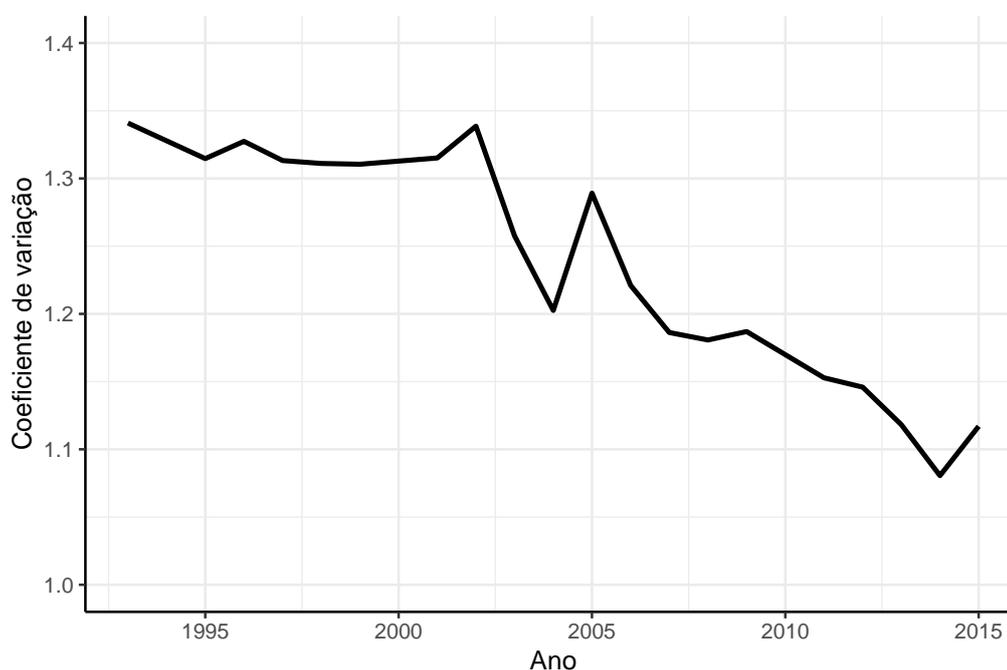
onde F_{ijk} é a frequência esperada de casais no ano k com maridos no grupo de rendimentos i e esposas no grupo de rendimentos j ; λ é a média geral; λ_i^H , λ_j^W e λ_k^Y são os efeitos principais para, respectivamente, rendimentos do marido, rendimentos da esposa e ano; λ_{ik}^{HY} e λ_{jk}^{WY} capturam as mudanças nos tamanhos dos grupos ao longo dos anos. O padrão e as tendências na associação entre os rendimentos dos cônjuges podem ser descritos com parâmetros para as interações marido*esposa (HW) e marido*esposa*ano (HWY), respectivamente. Conforme explicado abaixo, tomo como base um modelo com interação completa para a associação transversal (λ_{ij}^{HW}) e foco em especificações parcimoniosas para as mudanças nessa associação (estratégia semelhante foi empregada no capítulo 1). Em um modelo subsequente, adiciona-se um termo ($ZH_l Y$, descrito abaixo) que captura as tendências nas chances de as esposas entrarem no mercado de trabalho de acordo com os níveis de renda de seus maridos (ver Figura 16 abaixo). Depois disso, testo diferentes especificações para a associação entre os rendimentos dos cônjuges em casais de dupla renda. Por fim, o componente z_{ijk} na equação acima — incluído com um *offset* na estimação dos modelos — é uma forma de incorporar os pesos amostrais da PNAD. Ele é calculado como o inverso da razão entre as frequências ponderadas e não ponderadas de cada célula (Clogg e Eliason, 1987; Schwartz e Mare, 2005).

3.4 Resultados

3.4.1 Resultados descritivos

A Figura 13 representa a tendência do coeficiente de variação (CV) dos rendimentos dos casais (isto é, a soma dos rendimentos dos cônjuges) entre 1993 e 2015, mostrando o que equivale a uma diminuição de 16,7% na desigualdade. De fato, essa queda ocorreu quase que inteiramente neste século: o CV caiu apenas 1,9% entre 1993 e 2001, e depois 15,1% de 2001 a 2015. Por causa dessa trajetória, alguns dos resultados são apresentados para esses dois sub-períodos. A tendência apresentada na Figura 13 é consistente com as observadas em muitos estudos diferentes (Brito, Foguel e Kerstenetzky, 2017) e a magnitude da redução é comparável à verificada com outras formas de medir a desigualdade.²⁹

Figura 13 - Tendências na desigualdade de rendimentos dos casais (coeficiente de variação)



Nota: Coeficiente de variação computado com dados agregados, usando frequências ponderadas.

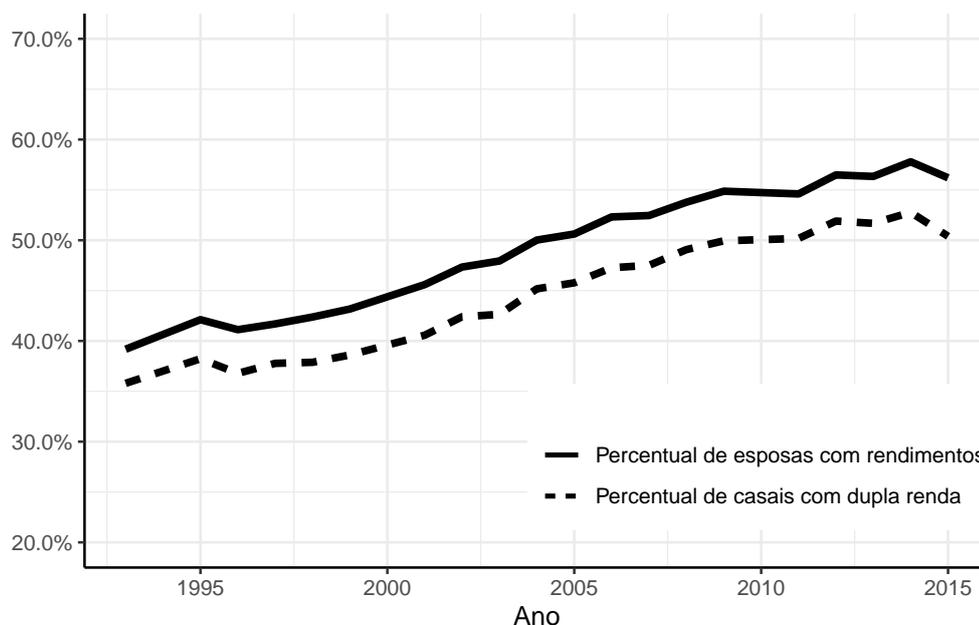
Fonte: O autor, 2020.

As mudanças na desigualdade ocorreram em um contexto de mudanças importantes na

²⁹ Por exemplo, o coeficiente de Gini da renda familiar per capita calculado a partir de dados no nível individual caiu cerca de 15% entre 1993 e 2015.

organização econômica das famílias, notadamente a crescente participação das esposas na força de trabalho. Essa tendência é ilustrada pela linha sólida na Figura 14: na amostra usada aqui, a proporção de mulheres em união que tinham renda própria ultrapassou 50% na década de 2000. Como os níveis de emprego mudaram pouco para os homens em união, o aumento no emprego das esposas resultou em um aumento correspondente na proporção de casais de dupla renda. Isso fica claro na Figura 14, onde as duas tendências são virtualmente idênticas — não obstante a diferença de nível entre as duas linhas, que corresponde à pequena parcela de casais em que apenas a mulher tem trabalho remunerado.

Figura 14 - Tendências na participação laboral das esposas e na prevalência de casais com dupla renda



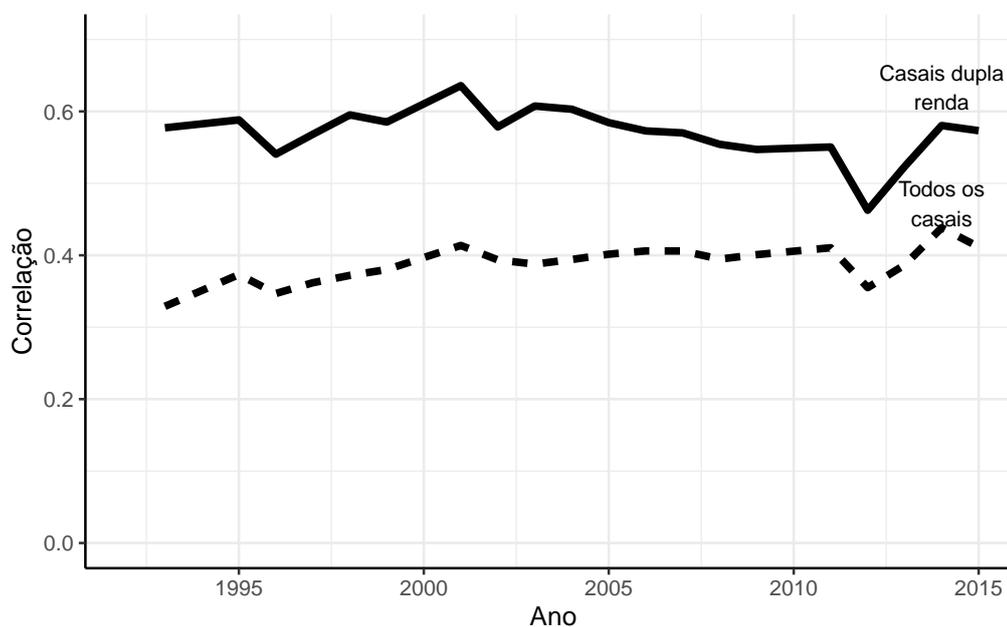
Fonte: O autor, 2020.

A redução da desigualdade apresentada na Figura 13 poderia ter sido maior — segundo Ribeiro e Machado (2018), pelo menos 12% maior — se a associação entre os rendimentos dos cônjuges não tivesse aumentado modestamente ao longo do período. Esse aumento é representado pela linha para todos os casais na Figura 15. Como discutido acima, pretende-se decompor os impactos sobre a desigualdade das tendências em três fatores que aparecem combinados no coeficiente de correlação para todos os casais: a) associação entre os rendimentos dos cônjuges

nos casais com dupla renda (*similaridade de rendimentos*); b) *gradiente do emprego das esposas* e c) *prevalência de casais com dupla renda*. Essa decomposição é relevante porque pode mostrar como cada um dos três componentes contribui para a tendência geral de desigualdade entre todos os casais.

De fato, a Figura 15 também mostra que entre os casais com dupla renda a correlação entre os rendimentos dos cônjuges até diminuiu ligeiramente no final dos anos 2000, mas é virtualmente estável quando se compara 1993 e 2015. Esta é uma demonstração clara de que a correlação total é afetada por mais do que a *similaridade entre rendimentos dos cônjuges* per se. A correlação para todos os casais pode aumentar, enquanto a correlação para os que têm dupla renda permanece estável (ou mesmo decline), desde que esta última seja mais forte do que o primeira e a proporção de casais com dupla renda aumente. Isso é exatamente o que parece ter acontecido no Brasil e, como mostra a análise de decomposição a seguir, é relevante para a compreensão das tendências de desigualdade dos casais.

Figura 15 - Tendências na correlação entre os rendimentos dos cônjuges



Nota: Correlação de Pearson computada usando rendimentos observados e microdados dos casais (esposas 25-55 anos e maridos 25-59 anos; vide texto para detalhes). A correlação para todos os casais inclui aqueles em que um dos cônjuges (ou ambos) não tem rendimentos.

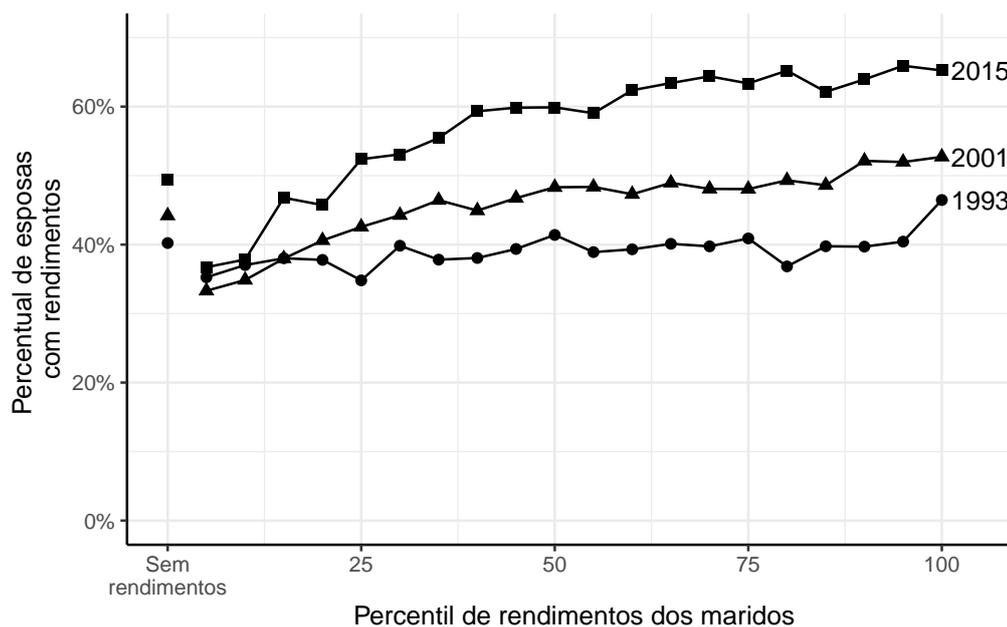
Fonte: O autor, 2020.

Para mostrar onde na distribuição as esposas estão entrando ao longo do período, a

Figura 16 exibe o percentual de esposas com rendimentos diferentes de zero em 1993, 2001 e 2015 de acordo com posição relativa dos maridos na distribuição de rendimentos dos homens. Em 1993, esse percentual era próximo de 40% ao longo de praticamente toda a distribuição dos maridos. Ou seja, exceto pelos extremos da distribuição, havia poucas diferenças no nível de participação laboral das esposas segundo os rendimentos de seus cônjuges. Entre 1993 e 2001, os níveis de emprego aumentaram mais para as mulheres cujos parceiros estavam acima do 20º percentil da distribuição de renda dos homens. Em 2015, esse padrão já era mais pronunciado e pode-se verificar uma clara relação positiva entre o emprego da esposa e os rendimentos do marido. Entre 1993 e 2015, o nível de emprego de esposas cujos maridos estavam no 80º percentil aumentou quase 80% (ou 28 pontos percentuais). Em contraste, a participação das esposas cujos maridos estavam no topo da distribuição cresceu 40% (19 pp), e as esposas cujos maridos estavam no 20º percentil aumentaram seu nível de emprego em apenas 21% (8 pp) no mesmo período. Isso ilustra uma tendência importante: apesar do crescimento geral, a participação laboral das mulheres em união tornou-se mais estratificada pelos rendimentos de seus parceiros. Em outras palavras, a transformação dos arranjos de homem provedor para casais com dupla renda foi desigual.

Para ilustrar melhor essa tendência, a Figura 17 mostra os efeitos marginais médios (*average marginal effects*) da posição relativa dos maridos na distribuição de rendimentos sobre a probabilidade de as esposas terem trabalho remunerado. Os efeitos marginais foram obtidos a partir de um modelo logit usando dados no nível dos casais e incluindo as seguintes covariáveis: posição relativa do marido na distribuição de rendimentos dos homens (termos linear e quadrático para vintis de rendimentos e um indicador binário para rendimentos igual a zero), ano (como variável categórica), e interações entre o ano e o grupo de rendimentos do marido.³⁰ Os efeitos marginais referem-se à variável de vintis de rendimentos e, portanto, capturam a mudança predita na probabilidade de a esposa trabalhar dada uma diferença de 1 unidade no grupo de rendimentos do marido, desde que ele tenha rendimentos maiores que zero (por exemplo, estar no segundo em vez de no primeiro vintil de rendimentos). O efeito marginal estimado em

³⁰ A intenção é apenas oferecer uma medida resumida da relação entre os rendimentos do marido e emprego da esposa, e não investigar os vários determinantes do emprego das esposas.

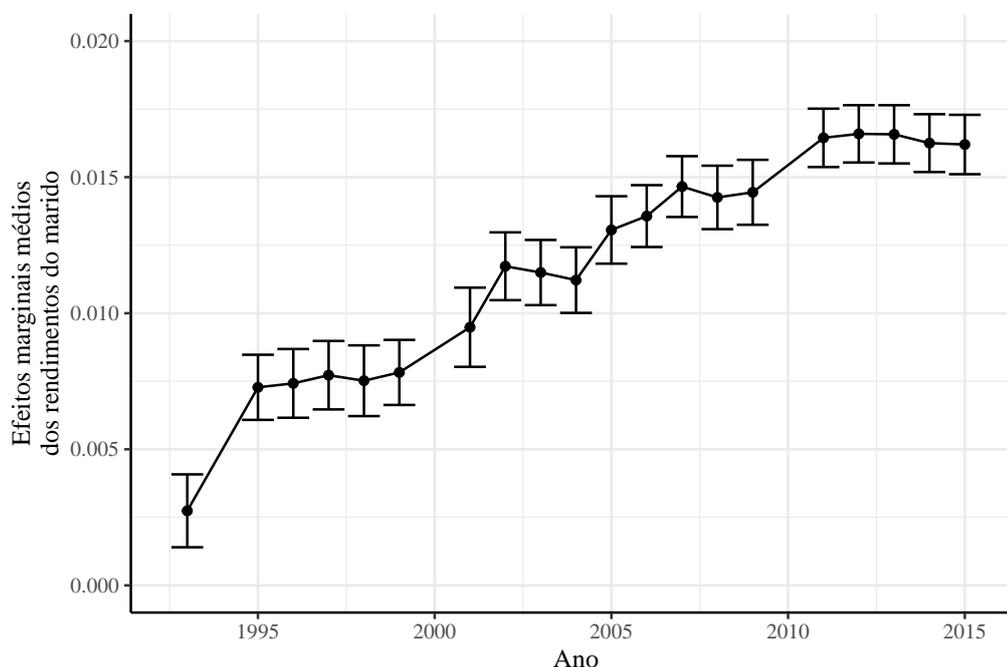
Figura 16 - Participação laboral das esposas, por rendimentos dos maridos

Fonte: O autor, 2020.

2015, por exemplo, é de 0,0162, o que significa que a probabilidade de ter trabalho remunerado para uma mulher cujo marido estava no topo da distribuição de rendimentos (20º vintil) era 16,2 pontos percentuais maior do que a de uma mulher cujo marido estava próximo da mediana, no 10º vintil ($[20 - 10] \times 0,0162 \times 100$). É evidente, pela Figura 17, que os rendimentos do marido se tornaram mais influentes ao longo do tempo — a diferença de probabilidade no exemplo acima seria de apenas 2,7 pontos percentuais em 1993 — embora a tendência pareça ter se estabilizado nos últimos anos do período estudado.

Em resumo, esses resultados descritivos mostram que distinguir os diferentes componentes da associação entre os rendimentos dos cônjuges é relevante porque esses componentes não seguem necessariamente a mesma tendência de equalização ou desigualização. Essas diferentes tendências podem se cancelar ou reforçar mutuamente ao influenciar a desigualdade entre os casais e exatamente isso é investigado, com o auxílio de modelos log-lineares, nas próximas seções.

Figura 17 - Efeitos marginais dos rendimentos do marido na probabilidade de a esposa trabalhar, por ano



Nota: Barras correspondem a intervalos de confiança de 95%.

Fonte: O autor, 2020.

3.4.2 Modelos log-lineares

A Tabela 3 apresenta estatísticas de ajuste para modelos log-lineares que descrevem tendências na associação entre os rendimentos dos cônjuges. A razão de verossimilhança G^2 sintetiza o desvio das frequências previstas em relação às observadas e segue aproximadamente a distribuição qui-quadrado. O índice de dissimilaridade mede o percentual de observações classificadas incorretamente pelo modelo. A seleção do melhor modelo é baseada no *Bayesian Information Criterion* (BIC), que favorece modelos parcimoniosos ao ajustar a estatística G^2 pelo tamanho da amostra e graus de liberdade consumidos (Raftery, 1995). Quanto menor a estatística BIC, melhor o modelo descreve os dados. O modelo 1, que corresponde à Equação 1 acima, inclui a distribuição marginal dos rendimentos dos maridos e esposas e sua mudança temporal, mas não um termo para sua interação — ou seja, ele presume que não há associação entre os rendimentos dos cônjuges. Como esperado, ele não se ajusta bem aos dados de acordo com a estatística BIC. Adicionando um termo para o padrão geral de associação entre

Tabela 3 - Estatísticas de ajuste para modelos log-lineares descrevendo tendências na associação entre rendimentos dos cônjuges

Model	G ²	DF	p	BIC	Dissimilaridade %
1: HY + WY	302776,2	8000	0,000	192834,5	17,7
2: HY + WY + HW	22067,3	7600	0,000	-82377,4	4,8
3: Model 2 + ZHIY	20438,9	7562	0,000	-83483,6	4,3
4: Model 3 + LY	19517,7	7542	0,000	-84129,9	4,1
5: Model 3 + DY	20112,4	7542	0,000	-83535,3	4,3
6: Model 3 + CY	20201,2	7543	0,000	-83460,1	4,3
7: Model 3 + DY + CY	19930,7	7523	0,000	-83455,9	4,3

Notas: $N = 929.798$; células = 8.820. Termos (número de parâmetros): H = grupo de rendimentos do marido (20); W = grupo de rendimentos da esposa; Y = ano (19); Z = esposa tem rendimentos (1); H_l = grupo de rendimentos do marido, como variável contínua (1); L = associação *linear-by-linear* (1); D = diferença absoluta entre logaritmos dos escores dos cônjuges (1); C = número de barreiras cruzadas pelos cônjuges (1).

as posições relativas de maridos e esposas em suas respectivas distribuições de renda, obtemos o seguinte modelo:

$$\ln\left(\frac{F_{ijk}}{z_{ijk}}\right) = \lambda + \lambda_i^H + \lambda_j^W + \lambda_k^Y + \lambda_{ik}^{HY} + \lambda_{jk}^{WY} + \lambda_{ij}^{HW} \quad (4)$$

Na equação 4, λ_{ij}^{HW} permite uma interação transversal completa entre os rendimentos dos cônjuges, mantendo-a constante ao longo do tempo — ou seja, não há interação da associação HW com ano. Em outras palavras, o termo adicionado captura um padrão de associação arbitrariamente complexo, embora invariável no tempo. O termo de associação constante melhora muito o ajuste se considerarmos a estatística BIC e a comparação hierárquica do G^2 . Note-se que é possível especificar um padrão de associação mais simples, mas opto por “saturar” a associação transversal e focar em especificações parcimoniosas para as tendências temporais. Portanto, tomar o modelo 2 como base para os modelos seguintes corresponde a focar em tendências em vez de padrões da associação.

O modelo 3 expande o anterior adicionando o termo ZH_lY , uma interação entre um indicador binário para esposas que têm rendimentos positivos (Z), o grupo de rendimentos do marido como variável contínua (H_l) e ano (Y). Esse termo captura as mudanças na participação laboral das esposas de acordo com a posição relativa de seus maridos na distribuição

de rendimentos dos homens, ou o *gradiente do emprego das esposas* — trata-se, portanto, das tendências representadas nas Figuras 16 e 17. O termo adicionado claramente melhora o ajuste do modelo, reduzindo a estatística BIC. Em seguida, o modelo 4 adiciona ao anterior a variação temporal de um parâmetro associação linear entre os rendimentos dos cônjuges. Esse tipo de parâmetro é conhecido como *linear-by-linear* na literatura sobre modelos log-lineares e aqui foi construído da seguinte forma: calculou-se o logaritmo natural dos escores de rendimentos dos cônjuges (ou seja, os rendimentos medianos em cada vintil de cada sexo e ano, conforme descrito na seção Métodos), que depois foram padronizados como *z-scores* (número de desvios-padrão acima ou abaixo da média) para cada sexo e ano. L é então o produto desses escores em log e padronizados. Como os indivíduos sem rendimentos recebem escore zero — e, portanto, têm valores inválidos quando se calcula o logaritmo — o parâmetro de associação linear aplica-se apenas a casais com dupla renda. O parâmetro L é uma medida da distância relativa nos rendimentos dos cônjuges e, construído da forma descrita acima, aproxima-se conceitual e matematicamente do coeficiente de correlação (Hout, 1983; Schwartz, 2010). Portanto, o termo LY adicionado ao modelo 4 captura as tendências na associação entre casais com dupla renda (*similaridade de rendimentos*) exibidas na Figura 15. Como mostrado pela estatística BIC, a inclusão do termo linear-linear melhora o ajuste do modelo 4 em relação ao anterior.

O modelo 5 toma uma direção diferente: ele também inclui a associação constante (λ_{ij}^{HW}) e as mudanças nas chances de esposas trabalharem em relação aos rendimentos dos maridos (ZH_lY), mas parametriza a tendência na associação entre casais de dupla renda como a diferença (D) simples entre os logaritmos do escore do marido e o escore da esposa, capturando assim as mudanças na distância absoluta entre os rendimentos dos cônjuges. Embora consuma o mesmo número de graus de liberdade que o anterior, o modelo 5 não se ajusta aos dados tão bem. O modelo 6 retorna às tendências na distância relativa entre os rendimentos dos cônjuges, desta vez expressa como o número de “barreiras” que um determinado casal cruza (C), ou seja, a diferença entre vintil do marido e o vintil da esposa. Esse número varia de zero, para casais cujos cônjuges têm a mesma posição relativa, a 20, se os cônjuges estão em extremos opostos das distribuições (por exemplo, esposa sem rendimentos e marido no último vintil, entre os 5% com maiores rendimentos). Finalmente, o modelo 7 inclui tanto a diferença nos logaritmos dos

escores quanto o número de barreiras, incorporando as tendências na distância absoluta e relativa entre os rendimentos dos cônjuges. Nem o modelo 6 nem o modelo 7 melhoram o ajuste em relação aos anteriores.

Portanto, o modelo 4 é o que melhor se ajusta aos dados, o que equivale a dizer que, controlando-se pelas mudanças nos tamanhos dos grupos e dado um padrão básico de associação transversal entre os rendimentos dos cônjuges, as tendências nesta associação são adequadamente capturadas por (a) mudanças na relação entre a participação das esposas na força de trabalho e os rendimentos dos maridos (*gradiente do emprego das esposas*) e (b) mudanças na associação linear entre os rendimentos dos cônjuges em casais de dupla renda (*similaridade de rendimentos*). Em outras palavras, as tendências na associação de rendimentos dos cônjuges em todos os casais são descritas por mudanças tanto na correlação de rendimentos nos casais de dupla renda quanto no gradiente de emprego das esposas — assim, tanto a seletividade marital quanto a divisão de trabalho dentro dos casais parecem ser relevantes. Conforme se discute mais detalhadamente abaixo, a associação observada — e seu impacto na desigualdade — também pode mudar em função de fatores composicionais.

3.4.3 Decompondo tendências na associação entre os rendimentos dos cônjuges

Tendo uma representação adequada dos dados com o modelo 4, é possível agora investigar como os diferentes componentes da associação afetaram a trajetória da desigualdade entre casais. Para isso, os termos que capturam mudanças na associação são sucessivamente removidos do modelo 4 e as frequências previstas pelos modelos mais simples são usadas para estimar tendências contrafatuais do coeficiente de variação dos rendimentos conjuntos dos casais.

Primeiro, são removidas do modelo 4 as tendências na associação linear (LY), o que equivale a usar a equação do modelo 3. Chamo esse cenário de contrafactual 1 (CF1). As frequências previstas para esse cenário representam como seria a distribuição dos casais ao longo dos anos se não houvesse mudança na correlação de rendimentos nos casais de dupla renda. Portanto, a diferença entre as tendências de desigualdade previstas pelo CF1 e as previstas pelo

modelo completo expressa a influência das mudanças na associação entre os rendimentos dos cônjuges nos casais de dupla renda, o componente de *similaridade de rendimentos*. O contrafactual 2 (CF2) é obtido removendo-se também o termo que explica as mudanças na relação entre a participação das esposas no mercado de trabalho e os rendimentos dos maridos (ZH_tY), o que resulta na equação do modelo 2, o modelo de associação constante. Comparar as tendências de desigualdade preditas por CF1 e CF2 permite estimar o impacto das mudanças no que chamei de *gradiente de emprego das esposas*.

O modelo de associação constante prediz, por definição, que não há mudança na associação líquida entre os rendimentos dos cônjuges — ou seja, a associação verificada controlando-se os efeitos dos tamanhos dos grupos. Mas, como aponta Schwartz (2010), a associação *observada* — tal como expressa, por exemplo, no coeficiente de correlação — ainda pode mudar como resultado de efeitos composicionais das tendências nas distribuições marginais dos grupos de rendimentos, à medida em que casais migrem para partes da tabela onde a associação é mais forte ou mais fraca. Como os indivíduos com rendimentos diferentes de zero são classificados em grupos de tamanhos iguais em cada ano, as mudanças nas distribuições marginais capturam principalmente as mudanças na proporção de homens e — o que é empiricamente mais importante — mulheres sem rendimentos. Na prática, portanto, a “migração” relevante dentro da tabela de contingência que pode ocorrer devido a mudanças marginais ao longo dos anos é a substituição de casais com um único provedor (geralmente homem) por casais com dupla renda. Com o termo de associação constante (HW) no modelo base, a associação é invariável no tempo, mas pode variar entre partes da tabela e, mais especificamente, ser mais forte entre casais com dupla renda. Ao descartar esse termo no contrafactual 3 (CF3), elimino, portanto, qualquer mudança na associação total que pode resultar de tendências na *prevalência de casais com dupla renda*.

A Tabela 4 apresenta os resultados do exercício de decomposição para todo o período estudado e dois subperíodos. Intervalos de confiança para nossas estimativas principais (linhas B, C e D), obtidos com *bootstrap* (600 replicações), são mostrados na Tabela 10 do Apêndice. Em primeiro lugar, observa-se que, no modelo que melhor representa os dados, o coeficiente de variação diminuiu 0,23 entre 1993 e 2015, o que corresponde a uma redução de 17% na

Tabela 4 - Decomposição de tendências no coeficiente de variação dos rendimentos dos casais

	Modelo completo	CF1	CF2	CF3
CV predito				
1993	1,358	1,347	1,364	1,198
2001	1,338	1,329	1,334	1,153
2015	1,126	1,134	1,125	0,947
Decomposição				
<i>1993-2015</i>				
Mudança no CV (Δ)	-0,233	-0,213	-0,239	-0,250
$\Delta\%$	-17,1%	-15,8%	-17,5%	-20,9%
($\Delta\%$) - ($\Delta\%$ no modelo completo)		1,3%	-0,4%	-3,8%
($\Delta\%$) - ($\Delta\%$ no modelo anterior)		1,3%	-1,7%	-3,4%
<i>1993-2001</i>				
Mudança no CV (Δ)	-0,020	-0,018	-0,030	-0,045
$\Delta\%$	-1,5%	-1,4%	-2,2%	-3,7%
($\Delta\%$) - ($\Delta\%$ no modelo completo)		0,1%	-0,8%	-2,3%
($\Delta\%$) - ($\Delta\%$ no modelo anterior)		0,1%	-0,9%	-1,5%
<i>2001-2015</i>				
Mudança no CV (Δ)	-0,21	-0,20	-0,21	-0,21
$\Delta\%$	-15,9%	-14,7%	-15,6%	-17,9%
($\Delta\%$) - ($\Delta\%$ no modelo completo)		1,2%	0,3%	-2,0%
($\Delta\%$) - ($\Delta\%$ no modelo anterior)		1,2%	-0,9%	-2,2%

Notas: CF1 = sem mudanças na associação nos casais com dupla renda; CF2 = sem mudanças na associação nos casais com dupla renda e no gradiente de emprego das esposas; CF3 = sem mudanças na associação nos casais com dupla renda, no gradiente de emprego das esposas e na prevalência de casais com dupla renda. Ver Tabela C1 para intervalos de confiança. Os valores observados para o coeficiente de variação são um pouco diferentes dos preditos pelo modelo completo. Os CVs observados em 1993, 2001 e 2015 foram, respectivamente, 1,341, 1,315, and 1,117.

desigualdade de rendimentos dos casais.³¹ De fato, o CV teria diminuído em qualquer um dos cenários simulados (ver linhas A e B), o que confirma que mudanças na associação entre os rendimentos dos cônjuges, mesmo que desequalizadoras, não são suficientes para anular a redução da desigualdade sustentada por outras tendências — por exemplo, as observadas nas distribuições de rendimentos de homens e mulheres consideradas separadamente.

Ao comparar os cenários, foco na mudança percentual predita (linha B em cada painel) em vez da mudança absoluta (linha A) porque os modelos implicam níveis diferentes para o CV em um mesmo ano. A diferença entre a variação percentual predita por cada contrafactual e predita pelo modelo completo é apresentada na linha C. Note-se que, como estamos lidando com valores negativos (o CV é sempre menor nos anos mais recentes), um número positivo na linha C implica que desigualdade *diminuiria menos* no respectivo cenário — e, assim, que o termo excluído teve uma influência *equalizadora*. Esse o caso do primeiro contrafactual (CF1): sem a mudança na associação entre os rendimentos dos cônjuges entre casais com dupla renda, a desigualdade teria caído 15,8% em vez de 17,1%. Portanto, uma diferença de 1,3 pontos percentuais ([-15,8%]-[- 17,1%]). Este é um resultado surpreendente: a associação nos casais com dupla renda (*similaridade de rendimentos*) na verdade contribuiu para a diminuição da desigualdade. Esse efeito equalizador pode ser relacionado à ligeira diminuição, em parte do período, da correlação nos casais com dupla, conforme mostrado na Figura 15.

Os outros dois contrafatuais apontam na direção oposta, mostrando que os componentes a que se referem contribuíram para aumentar a associação e, assim, limitaram o declínio da desigualdade. Quando, no CF2, nem a associação entre casais com dupla renda (*similaridade de rendimentos*) nem a relação entre trabalho das esposas e rendimentos dos maridos (*gradiente de emprego das esposas*) variam ao longo do tempo, a mudança predita é 0,4 pontos percentuais mais negativa em comparação com o modelo completo e, portanto, o declínio predito na desigualdade é maior. Com as tendências de todos os componentes da associação removidas no CF3, a mudança na desigualdade é 3,8 p.p. mais negativa do que a predita pelo modelo completo.

³¹ Esse valor é próximo da redução de 16,8% efetivamente observada. De fato, o intervalo de confiança de 95% para a mudança percentual predita pelo modelo completo varia de -18,1 a -16,2% (vide Tabela 10 no Apêndice).

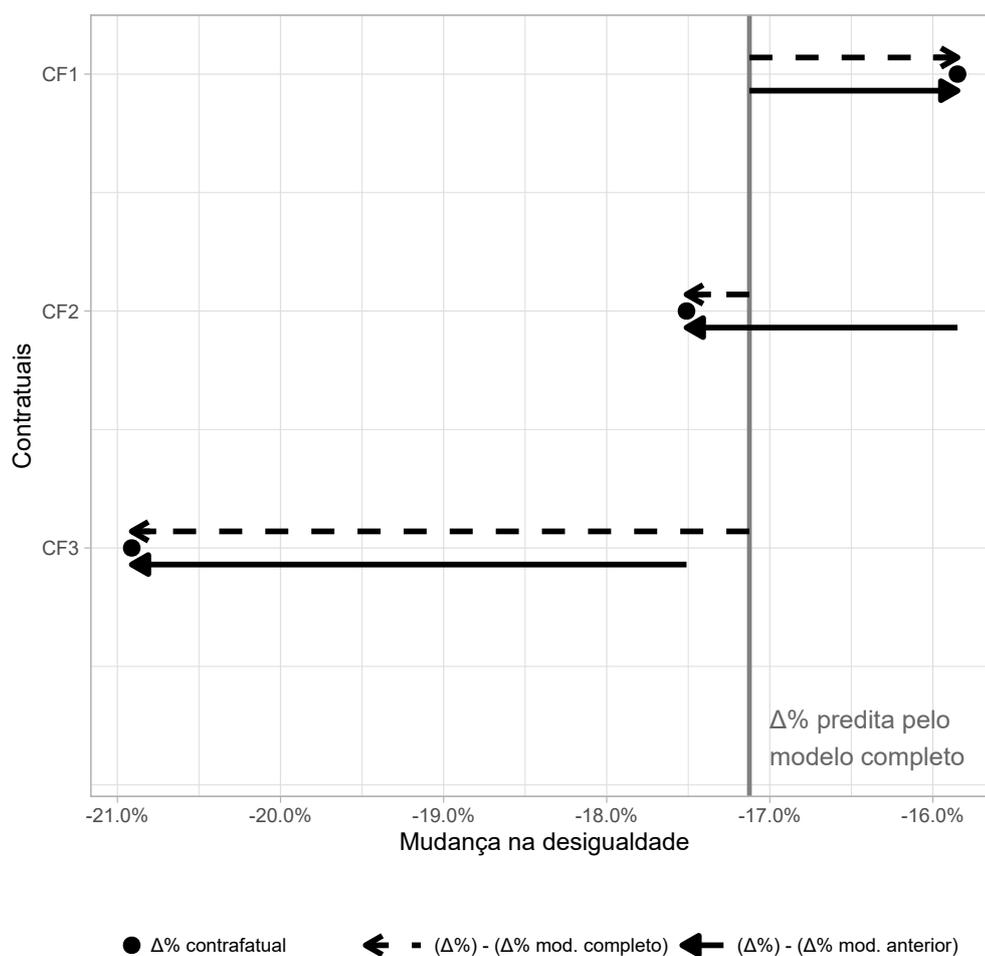
Note-se que a comparação de cada contrafactual com o modelo completo fornece uma estimativa do efeito cumulativo dos componentes eliminados: por exemplo, a diferença entre o CF3 e o modelo completo inclui os efeitos dos dois contrafatuais anteriores. Para avaliar o impacto de cada componente, é mais útil comparar a mudança percentual predita por um dado contrafactual com aquela predita pelo cenário adjacente, ou seja, CF1 versus modelo completo, CF2 versus CF1 e CF3 versus CF2. É isso que mostram as linhas D da Tabela 4. A primeira comparação não difere da mostrada acima: ao descartar as tendências da associação nos casais com dupla renda, o CF1 reduz a mudança predita no CV em 1,3 p.p. em comparação com o modelo completo. O segundo contrafactual então empurra a tendência da desigualdade 1,7 p.p. na outra direção, efetivamente anulando o efeito equalizador do primeiro componente. Finalmente, a exclusão das tendências na prevalência de casais com dupla renda (CF3) implica uma alteração adicional de 3,4 p.p. negativos na mudança predita para desigualdade. Com a soma dos três efeitos (1,3%, -1,7%, -3,4%) obtém-se a diferença líquida de -3,8% entre o cenário em que nenhum componente da associação entre os rendimentos dos cônjuges mudou e o modelo completo.

Portanto, a maior diferença na mudança predita do CV é obtida com a remoção das tendências na prevalência de casais com dupla renda. Em outras palavras, o impacto da associação entre os rendimentos dos cônjuges nas tendências de desigualdade deve-se principalmente ao simples aumento da proporção de casais com dupla renda. O segundo maior efeito, também desequalizador, foi o das mudanças no gradiente de emprego das esposas.

A Figura 18, que ilustra os principais resultados para o período de 1993 a 2015, ajuda a visualizar a importância relativa e a direção dos efeitos dos diferentes componentes. Os pontos mostram a mudança percentual no CV predito por cada contrafactual (linha B na tabela 4). Os comprimentos das setas tracejadas e sólidas correspondem às diferenças entre as predições do contrafactual e, respectivamente, do modelo completo ou do cenário anterior (linhas C e D). Uma seta apontando para a direita (CF1) mostra que a diminuição da desigualdade seria menor sem o componente excluído e, portanto, este teve um efeito equalizador.

As conclusões substantivas são as mesmas quando se analisa separadamente os períodos 1993-2001 e 2001-2015: a associação nos casais com dupla renda (*similaridade de rendimen-*

Figura 18 - Mudança percentual predita pelos contrafatuais e diferença em relação a outros cenários

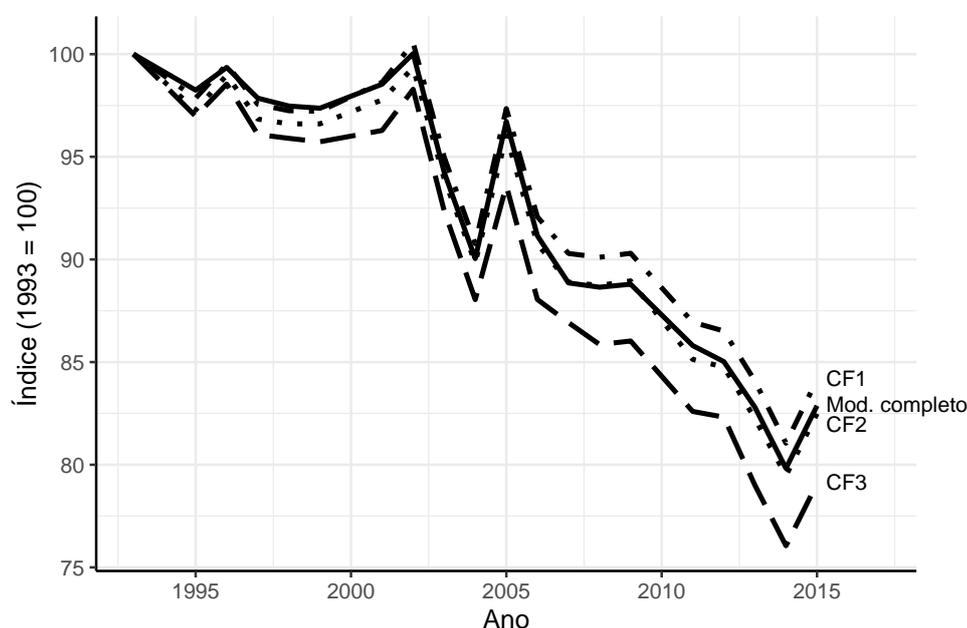


Nota: Setas apontando para a direita indicam efeitos equalizadores (e vice-versa) para o componente excluído no respectivo contrafactual. Vide texto para detalhes.

Fonte: O autor, 2020.

tos) tem um impacto equalizador; o oposto ocorre para o *gradiente de emprego das esposas* e a *prevalência de casais com dupla renda*, seno que este último tem o maior impacto. A principal diferença é que os valores são geralmente menores no primeiro período porque a mudança no CV foi modesta. Por exemplo, as mudanças percentuais previstas pelo CF1 e o modelo completo são praticamente as mesmas: há uma diferença de apenas 0,1 pontos percentuais, que não é estatisticamente diferente de zero ao nível de 95%. Isso também pode ser visto na Figura 19, que ilustra a mudança percentual na desigualdade prevista pelo modelo completo e por cada um dos contrafatuais ao longo de todo o período. Os valores previstos divergem pouco até o início dos anos 2000. Depois disso, fica evidente que o declínio mais acentuado na desigualdade seria observado com o CF3, onde nada muda na associação entre os rendimentos dos cônjuges, e a menor redução seria observada com o CF1. A redução prevista pelo modelo completo — que reproduz satisfatoriamente as tendências realmente observadas — pode então ser entendida como um meio-termo entre esses dois extremos.

Figura 19 - Tendências previstas no coeficiente de variação dos rendimentos dos casais



Fonte: O autor, 2020.

Para verificar se os resultados apresentados acima são afetados por algumas das escolhas metodológicas, repliquei a análise usando faixas etárias e classificações de rendimentos

alternativas. A Tabela 11, no Apêndice, apresenta os resultados de acordo com três definições diferentes de idade e rendimentos: (1) uma com a mesma faixa etária usada acima, mas apenas dez grupos de rendimentos (além da categoria de renda zero) para esposas e maridos; (2) outra usando uma faixa etária mais ampla (18 a 65 anos) e 20 categorias de rendimentos (mais a de renda zero); e (3) uma última usando 10 categorias de rendimentos (mais a de renda zero) e a faixa etária mais ampla (18 a 65 anos). Uma rápida comparação da Tabela 11 com a Tabela 4 confirma que os resultados são substantivamente os mesmos, independentemente das categorias de rendimentos ou da faixa etária utilizada.

3.5 Considerações finais

Pesquisas anteriores mostraram que mudanças na organização econômica das famílias no Brasil — notadamente a crescente participação de mulheres casadas na força de trabalho — tiveram em geral efeitos equalizadores na distribuição de renda familiar, mas também incluíram tendências com efeitos opostos. Mais especificamente, o aumento no nível de emprego das esposas teve o efeito colateral de fortalecer a associação entre os rendimentos dos cônjuges, o que funcionou como um freio, mesmo que fraco, para a redução da desigualdade. Neste capítulo, decompus as mudanças na associação entre os rendimentos dos cônjuges, o que permitiu demonstrar que elas também incluem tendências divergentes. Essas mudanças são adequadamente descritas por um modelo que as divide em três componentes. Um desses componentes, as tendências na associação nos casais com dupla renda (*similaridade de rendimentos*), na verdade atuou para diminuir a correlação geral e, assim, teve um efeito equalizador na distribuição de rendimentos dos casais. Mas esse efeito foi completamente compensado pelos outros dois componentes, que tiveram uma influência desequalizadora: a *mudança no gradiente do emprego das esposas* e os efeitos composicionais do aumento na *prevalência de casais com dupla renda*. No cenário mais extremo, sem mudanças em quaisquer desses componentes, a desigualdade nos rendimentos dos casais teria diminuído cerca de 21%, em vez da queda observada de 17%.

Embora a magnitude das mudanças seja geralmente maior no Brasil, a importância re-

lativa dos componentes é consistente com as observadas para vários países desenvolvidos (Boertien e Bouchet-Valat, 2020), bem como com conclusões mais gerais sobre a relação entre homogamia, participação laboral das mulheres e desigualdade de renda (Sudo, 2017; Boertien e Permanyer, 2019). Mais especificamente, os resultados deste capítulo apoiam a conclusão de que os níveis e padrões de emprego para mulheres em união, que estão intimamente relacionados com a prevalência de casais com dupla renda, são geralmente mais importantes para a similaridade econômica dos cônjuges e seu impacto sobre a desigualdade do que a seletividade marital por rendimentos. Isso é uma boa notícia porque o emprego feminino em geral diminuiu a desigualdade entre famílias por outras vias, tais como mudanças na distribuição de renda das mulheres. Portanto, este trabalho fornece evidências de padrões semelhantes para a relação entre uniões e desigualdade de renda em um contexto único — ou pelo menos raro: um país em desenvolvimento altamente desigual que, ao contrário da maior parte do mundo desenvolvido, experimentou um significativo declínio na desigualdade de renda nas últimas décadas, ao mesmo tempo em que passava por mudanças familiares comparáveis às dos países ricos.

É importante enfatizar que as tendências relatadas aqui não foram suficientes para anular os efeitos equalizadores do aumento da participação das esposas na força de trabalho, muito menos os das mudanças sociais e econômicas mais amplas que ajudaram a diminuir a desigualdade de renda no Brasil entre os anos 1990 e a 2010s. Além disso, o tipo de exercício de decomposição por meio de contrafatuais utilizado aqui, embora seja útil para destrinchar os mecanismos subjacentes às tendências agregadas, não é capaz de capturar importantes aspectos comportamentais relacionados à escolha conjugal e à participação na força de trabalho. É improvável que os diferentes componentes da associação entre os rendimentos dos cônjuges possam mudar de forma completamente independente um do outro. Por exemplo, a homogamia educacional pode influenciar tanto a probabilidade de emprego das esposas quanto a correlação entre os rendimentos dos cônjuges. Os níveis crescentes de emprego feminino, por sua vez, podem influenciar a dinâmica do mercado matrimonial e a escolha de parceiros.

A limitação mais importante da presente contribuição é, sem dúvida, o foco em domicílios chefiados por casais, o que deixa de fora de um quarto a um terço de todas as famílias, dependendo do ano e da faixa etária considerada. Outros arranjos domiciliares (por exemplo,

pais solteiros com seus filhos, jovens ou idosos morando sozinhos) são indiscutivelmente de extrema importância para a compreensão da desigualdade e vulnerabilidade. O foco nos rendimentos dos cônjuges restringe ainda mais o escopo das conclusões apresentadas, visto que ignora outras fontes de renda domiciliar que podem compensar ou reforçar os padrões observados aqui. Considerando todos esses filtros de seleção, as análises deste capítulo se restringem a cerca de 40% da renda total de todas as famílias nos últimos anos do período estudado. Vale ressaltar, no entanto, que outros estudos na literatura especializada se baseiam em proporções semelhantes da distribuição de renda. Por um lado, portanto, analisei um aspecto restrito da demografia da família, não levando em consideração outras tendências (por exemplo, mudanças nos arranjos domiciliares) que podem ser relevantes do ponto de vista da desigualdade. Por outro lado, a dinâmica de fato estudada aplica-se a apenas a parte da renda das famílias. No entanto, os mecanismos destrinchados aqui são bastante gerais e apontam para uma virada recente na literatura no sentido de melhor integrar analiticamente a participação das esposas na força de trabalho, a disseminação de casais com dupla renda e as tendências na desigualdade.

De fato, os resultados deste capítulo destacam mecanismos que podem ter consequências de longo prazo para a desigualdade. As famílias com dupla renda não apenas concentram mais renda, mas também podem se adaptar melhor a novas circunstâncias econômicas e estão menos expostas a (ou mais capazes de se recuperar de) eventos adversos como perda de emprego. Assim, o fortalecimento da associação positiva entre a participação das esposas na força de trabalho e os rendimentos dos maridos acrescenta uma dimensão à desigualdade familiar no Brasil. Isso é especialmente importante porque a tendência geral de equalização foi revertida e a desigualdade salarial tem aumentado desde 2015 (Barbosa, 2019). Embora essa mudança resulte principalmente de uma recessão econômica profunda, há sinais de mudanças estruturais no mercado de trabalho brasileiro, como benefícios trabalhistas mais escassos e concentrados, em grande parte devido à desregulamentação das relações de trabalho. A mudança dos contextos econômico e político pode, é claro, ter outras consequências para a formação de famílias e a divisão do trabalho nos casais. Mas, caso persistam, as tendências descritas aqui podem reforçar o aumento da desigualdade.

CONCLUSÃO

Esta tese apresentou três investigações empíricas distintas, que articulam mudanças nas famílias, seletividade marital e desigualdades no Brasil. Note-se que todas as questões abordadas aqui passam, de uma forma ou de outra, pelas desigualdades de gênero. Não à toa as transformações nas oportunidades e papéis das mulheres — que, como se sabe, mudaram mais intensamente que os dos homens — são reconhecidas como um dos princípios organizadores de grandes mudanças demográficas observadas ao redor do mundo nas últimas décadas (Therborn, 2004; Esping-Andersen, 2009; Goldscheider, Bernhardt e Lappegård, 2015; Itaboraí, 2017). A revolução de gênero, ainda que incompleta, redefiniu muitos aspectos das relações conjugais e da vida familiar como um todo.

O primeiro capítulo reportou tendências na seletividade marital por educação que se desenvolveram ao longo de mais de meio século. Para contextualizar essas tendências, destaquei um conjunto de mudanças sociais — quase todas diretamente ligadas à expansão do sistema educacional — relevantes para a formação de uniões: a reversão do hiato de gênero na escolaridade, o aumento da participação feminina no mercado de trabalho, a redução do tempo transcorrido entre saída da escola e entrada em união e a mais recente diminuição dos retornos econômicos à educação. Os resultados mostraram que — pelos dados dos Censos, mas não das Pnads — as chances de homogamia educacional aumentaram entre 2000 e 2010, depois de pelo menos quatro décadas de declínio. Argumento que o efeito líquido da expansão educacional mudou ao longo do tempo. A princípio, ela teve o efeito de tornar a distribuição de escolaridade mais heterogênea, o que favoreceu a queda da homogamia. Mas enquanto o crescimento se concentrou nos primeiros níveis de escolaridade — que coincidem, em geral, com a infância e o início da adolescência — sua influência nas oportunidades de interação entre potenciais cônjuges era limitada. À medida que a expansão alcançou os níveis médio e superior, a conexão entre o sistema educacional e a formação de uniões se tornou mais forte.

O aumento da homogamia geral aponta para uma mudança no equilíbrio entre tendências que se opõem há várias décadas no mercado matrimonial brasileiro: crescente fluidez na base e mais fechamento no topo da distribuição educacional. De fato, as barreiras ao casamento entre

os três grupos com até 8 anos de estudo têm se tornado consideravelmente fracas. Assim como é difícil imaginar que ter 7 em vez de 3 anos de estudo faça muita diferença para oportunidades e estilos de vida no Brasil contemporâneo, distinções entre os menos escolarizados parecem importar cada vez menos para a formação de uniões.

No segundo capítulo, explorei como os padrões de seletividade marital por educação variam entre as famílias formadas pelos adultos e as famílias experienciadas pelas crianças. Consistente com estimativas do gradiente educacional da fecundidade, as famílias dos bebês que nasceram no ano anterior ao Censo de 2000 tinham chances mais altas de homogamia do que a população de casais formadas por mulheres em idade reprodutiva. Dados do Censo de 2010 indicam que a homogamia continuou aumentando ao longo da primeira década de vida dessa coorte de nascimentos, embora o padrão tenha mudado: diminuição da homogamia nos extremos e aumento no meio da distribuição educacional. Essas mudanças podem ser atribuídas a transições conjugais e escolarização dos pais, principalmente das mães. Em 2010 as famílias dos bebês também tinham chances mais altas de homogamia nos extremos da distribuição educacional, mas a homogamia total não difere dos casais em geral. Também descrevi as tendências da homogamia implícitas nas origens sociais de uma amostra recente da população brasileira (PNAD 2014). A comparação entre as tendências retrospectivas e as observadas em dados transversais (Censos 1960-2010) ilustra os efeitos agregados da dinâmica populacional na produção das origens sociais.

O terceiro capítulo conectou mudanças na vida familiar às tendências da desigualdade de renda. O aumento da prevalência de casais com dupla renda reforçou a similaridade econômica entre os cônjuges, sendo que o principal mecanismo foi o aumento dos diferenciais de participação laboral das esposas por rendimento dos maridos. Em outras palavras, a participação no mercado de trabalho cresceu menos para as mulheres cujos cônjuges estavam nos decis inferiores da distribuição de rendimentos dos homens. Comparadas a cenários contrafatuais, essas tendências reduziram em até quatro pontos percentuais a queda na desigualdade entre casais. Cabe notar que o efeito líquido da participação laboral das mulheres unidas é equalizador e, de qualquer forma, tendências como a redução dos retornos salariais à educação e aumento do salário mínimo foram muito mais importantes para a trajetória da desigualdade de renda.

Entretanto, os resultados ilustram como a organização econômica das famílias interpõe-se entre as desigualdades produzidas no mercado e a distribuição de renda na população. As mudanças demográficas descritas nesse capítulo podem ter consequências de longo prazo, principalmente se há reversão das tendências no mercado de trabalho e em políticas públicas que garantiram a diminuição da desigualdade.

Uma limitação importante das análises apresentadas nesta tese é que elas focam na similaridade entre os cônjuges em apenas uma característica por vez: educação nos dois primeiros capítulos e rendimentos no terceiro. Mas a formação de uniões e a organização econômica das famílias são indubitavelmente multidimensionais, como costumam ser fenômenos sociais em geral e os relacionados a desigualdades em particular. Por exemplo, as oportunidades de conhecer e interagir com potenciais parceiros obviamente não são estruturadas apenas pelo nível de escolaridade, nem é realista supor que as pessoas consideram apenas um atributo ao escolher seus cônjuges. Pelo contrário, parte da literatura sobre seletividade marital — como os estudos sobre troca de status — discute exatamente a interdependência entre cruzar ou não diferentes fronteiras sociais na formação de uniões.

Nesse sentido, a ausência mais relevante é certamente a da dimensão racial, que é muito importante para a formação de uniões, como para qualquer tema relacionado a sociabilidade e desigualdades no Brasil. De fato, a literatura brasileira sobre seletividade marital surgiu e permanece majoritariamente associada ao tema das relações raciais.³² Alguns trabalhos já exploraram a articulação entre raça, educação e/ou outras dimensões da seletividade marital no Brasil (Ribeiro e Silva, 2009; Costa, 2011; Longo, 2011; Tomás, 2012; Gullickson e Torche, 2014, entre outros) e essa é parte crucial de qualquer agenda de pesquisa sobre relações conjugais. Também é muito instrutivo investigar a formação e organização das uniões homossexuais, como fizeram, por exemplo, Lena e Oliveira (2015). Restrições de escopo são inerentes a qualquer pesquisa e acredito que o foco em poucas características de casais heterossexuais limita

³² O artigo de Silva (1987) é um marco importante, visto que pela primeira vez velhas hipóteses sobre casamentos interraciais no Brasil foram investigadas com a ferramenta que se tornou padrão nos estudos contemporâneos de seletividade marital, os modelos log-lineares.

mas não invalida as contribuições apresentadas aqui.³³

Também cabe mencionar algumas limitações que podem ser classificadas como conceituais e metodológicas. Por exemplo, um dos principais mecanismos que conectam o sistema educacional, principalmente o ensino superior, com as chances de homogamia é a constituição de redes sociais homogêneas em idades nas quais as pessoas são mais propensas a formar uniões. Entretanto, a experiência do ensino superior no Brasil é muito estratificada e menos totalizante o que se pressupõe em outros países: temos alta prevalência de conciliação entre estudo e trabalho e muitos estudantes que entram no ensino superior mais velhos, depois de constituir vida financeira minimamente independente (Comin e Barbosa, 2011). À luz desses fatos, a ideia de que as redes sociais de um estudante de graduação são dominadas por outros jovens com ou no ensino superior certamente precisa ser qualificada. Seria interessante investigar como a estratificação horizontal no sistema educacional afeta a formação de uniões.

Mais importante, no entanto, é que as análises apresentadas tentam inferir processos a partir de seus resultados. São usados dados de estoque — dos casamentos, das famílias de crianças, etc — mas as questões de pesquisa ou mecanismos relevantes referem-se quase sempre a fluxos: formação e dissolução de uniões, nascimentos, percursos no sistema educacional, entrada no mercado de trabalho. Essa limitação é talvez mais evidente no segundo capítulo, que faz referências frequentes a transições nos cursos de vida das mães. É sem dúvida possível aprender muito sobre o mundo social e produzir conhecimento relevante com a abordagem adotada nesta tese. Mas para compreender os mecanismos subjacentes aos fenômenos aqui estudados e avançar em questões de causalidade, é fundamental conhecer a sequência de eventos no nível individual que produzem os padrões agregados que observamos.

Mesmo sem observar as transições relevantes no curso de vida, desenhos de pesquisa com dados no nível individual podem contribuir muito para entender a formação de uniões. De fato, há uma abordagem consolidada de estudos de seletividade marital com modelos multinível e similares (por ex., Kalmijn e Tubergen, 2010; Choi e Tienda, 2017; De Hauw, Grow e Van Bavel, 2017; Qian, Lichter e Tumin, 2018). Nesse caso, as questões substantivas em geral se

³³ Especificamente sobre a relação entre raça e educação na seletividade marital, vale notar que Ribeiro e Silva (2009, p. 36) concluíram que incluir a cor dos cônjuges não alterava o padrão das barreiras educacionais na formação de uniões.

deslocam da distância social entre grupos para os determinantes individuais e contextuais da escolha conjugal. Esse tipo de abordagem permite lidar ao mesmo tempo com atributos dos indivíduos e de grupos sociais, assim como condições estruturais — características demográficas de uma região, por exemplo — que influenciam a formação de uniões. Essa é uma direção promissora para análises mais ricas da escolha conjugal, que podem integrar questões como assimetrias de gênero nas preferências e oportunidades, efeitos contextuais dos mercados maritais e heterogeneidade das credenciais educacionais.

REFERÊNCIAS

- AGRESTI, Alan. *Categorical Data Analysis*. 2. ed. Hoboken, NJ, USA: John Wiley & Sons, Inc., 2002.
- ALVES, José Eustáquio Diniz; CAVENAGHI, Suzana; BARROS, Luiz Felipe Walter. A família DINC no Brasil Algumas Características Sócio-Demográficas. *Textos para discussão. Escola Nacional de Ciências Estatísticas*, n. 30, 2010.
- AMATO, Paul R. Explaining the Intergenerational Transmission of Divorce. *Journal of Marriage and the Family*, v. 58, n. 3, pp. 628, 1996.
- BARBOSA, Rogério Jerônimo. Estagnação desigual: desemprego, desalento, informalidade e a distribuição da renda do trabalho no período recente (2012-2019). *Mercado de trabalho: conjuntura e análise (Ipea)*, n. 67, 2019.
- BARROS, Ricardo Paes de; FOGUEL, Miguel Nathan; ULYSSEA, Gabriel (EDS.). *Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente*. Brasília: IPEA, 2007. v. 1 & 2
- BECK, Audrey; GONZÁLEZ-SANCHO, Carlos. Educational Assortative Mating and Children's School Readiness. *Center for Research on Child Wellbeing Working Paper*, 2009.
- BECKER, Gary S. A Theory of Marriage. In: SCHULTZ, T. W. (Ed.). *Economics of the Family: Marriage, Children, and Human Capital Volume*. Chicago: University of Chicago Press, 1974..
- BECKER, Gary S.; LANDES, Elisabeth M.; MICHAEL, Robert T. An Economic Analysis of Marital Instability. *Journal of Political Economy*, v. 85, n. 6, pp. 1141–1187, 1977.
- BELLER, Emily. Bringing Intergenerational Social Mobility Research into the Twenty-first Century: Why Mothers Matter. *American Sociological Review*, v. 74, n. 4, pp. 507–528, 2009.
- BELTRÃO, Kaizô Iwakami; ALVES, José Eustáquio Diniz. A reversão do hiato de gênero na educação brasileira no século XX. *Cadernos de Pesquisa*, v. 39, n. 136, pp. 125–156, 2009.
- BERNARDI, Laura; HUININK, Johannes; SETTERSTEN, Richard A. The life course cube: A tool for studying lives. *Advances in Life Course Research*, pp. 1–13, 2018.

- BERQUÓ, Elza. Arranjos familiares no Brasil: uma visão demográfica. In: SCHWARCZ, L. M. (Ed.). *História da vida privada no Brasil, vol. 4: contrastes da intimidade contemporânea*. São Paulo: Companhia das Letras, 1998. pp. 411–437.
- BERQUÓ, Elza; CAVENAGHI, Suzana. Fecundidade em declínio: breve nota sobre a redução no número médio de filhos por mulher no Brasil. *Novos Estudos*, v. 74, pp. 11–15, 2006.
- _____. Notas sobre os diferenciais educacionais e econômicos da fecundidade no Brasil. *Revista Brasileira de Estudos de População*, v. 31, n. 2, pp. 471–482, 2014.
- BIBLARZ, Timothy J.; RAFTERY, Adrian E.; BUCUR, Alexander. Family Structure and Social Mobility. *Social Forces*, v. 75, n. 4, pp. 1319, 1997.
- BITTMAN, Michael *et al.* When Does Gender Trump Money? Bargaining and Time in Household Work. *American Journal of Sociology*, v. 109, n. 1, pp. 186–214, 2003.
- BLAKE, Judith. Family Size and the Quality of Children. *Demography*, v. 18, n. 4, pp. 421–442, 1981.
- BLAU, Peter M.; BLUM, Terry C.; SCHWARTZ, Joseph E. Heterogeneity and Intermarriage. *American Sociological Review*, v. 47, n. 1, pp. 45, 1982.
- BLAU, Peter M.; DUNCAN, Otis D. *The American Occupational Structure*. New York: Wiley, 1967.
- BLOSSFELD, Hans-Peter. Educational Assortative Marriage in Comparative Perspective. *Annual Review of Sociology*, v. 35, pp. 513–530, 2009.
- BLOSSFELD, Hans-Peter; BUCHHOLZ, Sandra. Increasing Resource Inequality among Families in Modern Societies: The Mechanisms of Growing Educational Homogamy, Changes in the Division of Work in the Family and the Decline of the Male Breadwinner Model. *Journal of Comparative Family Studies*, v. 40, n. 4, pp. 603–616, 2009.
- BLOSSFELD, Hans-Peter; DROBNIC, Sonja. Theoretical Perspectives on Couples' Careers. In: BLOSSFELD, H.-P.; DROBNIC, S. (Eds.). *Careers of couples in contemporary societies: from male breadwinner to dual earner families*. New York: Oxford University Press, 2001a.
- _____. (EDS.). *Careers of couples in contemporary societies: from male breadwinner to dual earner families*. New York: Oxford University Press, 2001b.

- BLOSSFELD, Hans-Peter; TIMM, Andreas (EDS.). *Who Marries Whom? Educational Systems as Marriage Markets in Modern Societies*. Dordrecht: Springer Netherlands, 2003a.
- _____. Educational Systems as Marriage Markets in Modern Societies: A Conceptual Framework. In: BLOSSFELD, H.-P.; TIMM, A. (Eds.). *Who Marries Whom? Educational Systems as Marriage Markets in Modern Societies*. Dordrecht: Springer Netherlands, 2003b..
- BOERTIEN, Diederik; BOUCHET-VALAT, Milan. Are Increasing Earnings Associations Between Partners of Concern for Inequality? A Comparative Study of 21 Countries. *LIS Working Paper Series, No. 793*, 2020.
- BOERTIEN, Diederik; PERMANYER, Iñaki. Educational Assortative Mating as a Determinant of Changing Household Income Inequality: A 21-Country Study. *European Sociological Review*, v. 35, n. 4, pp. 522–537, 2019.
- BONKE, Jens; ESPING-ANDERSEN, Gøsta. Family investments in children - Productivities, preferences, and parental child care. *European Sociological Review*, v. 27, n. 1, pp. 43–55, 2011.
- BOUCHET-VALAT, Milan. Fewer Singles among Highly Educated Women. A Gender Reversal of Hypergamy Across Cohorts in France. *Population-E*, v. 70, n. 4, pp. 665–688, 2015.
- _____. Does women's employment growth increase wage inequalities between couples? The case of France between 1982 and 2014. *Economics and Statistics*, n. 493, pp. 71–90, 2017.
- BREEN, Richard; ANDERSEN, Signe Hald. Educational Assortative Mating and Income Inequality in Denmark. *Demography*, v. 49, n. 3, pp. 867–887, 2012.
- BREEN, Richard; SALAZAR, Leire. Educational Assortive Mating and Earnings Inequality in the United States. *American Journal of Sociology*, v. 117, n. 3, pp. 808–843, 2011.
- BRINES, Julie. Economic Dependency, Gender, and the Division of Labor at Home. *American Journal of Sociology*, v. 100, n. 3, pp. 652–688, 1994.
- BRITO, Alessandra; FOGUEL, Miguel; KERSTENETZKY, Celia. The contribution of minimum wage valorization policy to the decline in household income inequality in Brazil: A

- decomposition approach. *Journal of Post Keynesian Economics*, v. 40, n. 4, pp. 540–575, 2017.
- BRITO, Murillo Marschner Alves de. *A dependência na origem: desigualdades no sistema educacional brasileiro e a estruturação social das oportunidades*. Tese (Doutorado em Sociologia) - Faculdade de Filosofia, Letras e Ciências Humanas, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2014
- BUDIG, Michelle J.; ENGLAND, Paula. The Wage Penalty for Motherhood. *American Sociological Review*, v. 66, n. 2, pp. 204–225, 2001.
- CAMARANO, Ana Amélia. *Transição para a Vida Adulta ou Vida Adulta em Transição?* Rio de Janeiro: IPEA, 2006.
- CAMPOS-VÁZQUEZ, Raymundo M.; HINCAPIÉ, Andrés; ROJAS-VALDÉS, Ruben Irvin. Family income inequality and the role of married females' earnings in Mexico: 1988-2010. *Latin American Journal of Economics*, v. 49, n. 1, pp. 67–98, 2012.
- CANCIAN, Maria; REED, Deborah. The Impact of Wives' Earnings on Income Inequality: Issues and Estimates. *Demography*, v. 36, n. 2, pp. 173–184, 1999.
- CARVALHAES, Flavio Alex de Oliveira; BARBOSA, Rogério Jerônimo; SOUZA, Pedro Herculano G. F. de; RIBEIRO, Carlos Antonio Costa. Os impactos da geração de empregos sobre as desigualdades de renda: uma análise da década de 2000. *Revista Brasileira de Ciências Sociais*, v. 29, n. 85, pp. 79–98, 2014.
- CAVENAGHI, Suzana; ALVES, José Eustáquio Diniz. Qualidade das informações sobre fecundidade no Censo Demográfico de 2010. *Revista Brasileira de Estudos de População*, v. 33, n. 1, pp. 189–205, 2016.
- CHOI, Kate H.; TIENDA, Marta. Marriage-Market Constraints and Mate-Selection Behavior: Racial, Ethnic, and Gender Differences in Intermarriage. *Journal of Marriage and Family*, v. 79, n. 2, pp. 301–317, 2017.
- CLOGG, Clifford C.; ELIASON, Scott R. Some Common Problems in Log-Linear Analysis. *Sociological Methods & Research*, v. 16, n. 1, pp. 8–44, 1987.
- COHEN, Philip N.; MACCARTNEY, Danielle. Inequality and the Family. In: SCOTT, J.; TREAS, J.; RICHARDS, M. (Eds.). *The Blackwell Companion to the Sociology of Families*.

- Oxford: Blackwell, 2004..
- COLEMAN, James S. Social Capital in the Creation of Human Capital. *American Journal of Sociology*, v. 94, n. 1988, pp. S95–S120, 1988.
- COMIN, Alvaro A.; BARBOSA, Rogério Jerônimo. Trabalhar para estudar: sobre a pertinência da noção de transição escola-trabalho no Brasil. *Novos Estudos - CEBRAP*, n. 91, pp. 75–95, 2011.
- COONTZ, Stephanie. *Marriage, a history: From obedience to intimacy or how love conquered marriage*. New York, NY: Viking, 2005.
- CORSEUIL, Carlos Henrique; FOGUEL, Miguel N. Uma sugestão de deflatores para rendas obtidas a partir de algumas pesquisas domiciliares do IBGE. *IPEA, Texto para discussão n 897*, 2002.
- COSTA, Carolina de Souza. *Casamento e estratificação social: um estudo sobre seletividade marital por escolaridade e origem social no Brasil*. Tese (Doutorado em Sociologia) - Instituto de Estudos Sociais e Políticos, Universidade do Estado do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2011
- COVRE-SUSSAI, Maira. Socioeconomic and cultural features of consensual unions in Brazil. *Revista Brasileira de Estudos de População*, v. 33, n. 1, pp. 53–74, 2016.
- COVRE-SUSSAI, Maira; MEULEMAN, Bart; BOTTERMAN, Sarah; MATTHIJS, Koen. Traditional and modern cohabitation in Latin America : A comparative typology. *Demographic Research*, v. 32, n. May, pp. 873–914, 2015.
- COVRE-SUSSAI, Maira; SOARES, Jadir; RODRIGUES, Thaiana. Relações de gênero nas famílias brasileiras: conjugalidades, valores e percepções. In: ARAÚJO, C.; GAMA, A.; PICANÇO, F.; CANO, I. (Eds.). *Gênero, família e trabalho no Brasil do século XXI: mudanças e permanências*. Rio de Janeiro: Gramma, 2018..
- DE HAUW, Yolien; GROW, André; VAN BAVEL, Jan. The Reversed Gender Gap in Education and Assortative Mating in Europe. *European Journal of Population*, v. 33, n. 4, pp. 445–474, 2017.
- DRIBE, Martin; BAVEL, Jan van; CAMPBELL, Cameron. Social mobility and demographic behavior: Long term perspectives. *Demographic Research*, v. 26, pp. 173–190, 2012.

- DUNCAN, Otis D. Methodological issues in the Analysis of Social Mobility. *In*: SMELSER, N. J.; LIPSET, S. M. (Eds.). *Social Structure and Mobility in Economic Development*. Chicago: Aldine, 1966..
- ENGLAND, Paula; FARKAS, George. *Households, Employment, and Gender: a Social, Economic, and Demographic View*. New York: Aldine, 1986.
- EROLA, Jani; JALOVAARA, Marika. The Replaceable: The Inheritance of Paternal and Maternal Socioeconomic Statuses in Non-Standard Families. *Social Forces*, v. 95, n. 3, pp. 971–995, 2017.
- ESPING-ANDERSEN, Gøsta. *The Incomplete Revolution: Adapting to Women's New Roles*. Cambridge, UK; Polity Press, 2009.
- _____. Sociological Explanations of Changing Income Distributions. *American Behavioral Scientist*, v. 50, n. 5, pp. 639–658, 2007.
- ESTEVE, Albert *et al.* Cohabitation in Brazil: Historical Legacy and Recent Evolution. *In*: ESTEVE, A.; LESTHAEGHE, R. J. (Eds.). *Cohabitation and Marriage in the Americas: Geo-historical Legacies and New Trends*. Cham: Springer International Publishing, 2016a. pp. 217–245.
- ESTEVE, Albert; LESTHAEGHE, Ron; LÓPEZ-GAY, Antonio. The Latin American Cohabitation Boom, 1970-2007. *Population and Development Review*, v. 38, n. 1, pp. 55–81, 2012.
- ESTEVE, Albert; LÓPEZ-RUIZ, Luis. Union Formation Implications of Race and Gender Gaps in Educational Attainment: The Case of Latin America. *Population Research and Policy Review*, v. 29, n. 5, pp. 609–637, 2010.
- ESTEVE, Albert; LÓPEZ-RUIZ, Luis Ángel; SPIJKER, Jeroen. Disentangling how educational expansion did not increase women's age at union formation in Latin America from 1970 to 2000. *Demographic Research*, v. 28, pp. 63–76, 2013.
- ESTEVE, Albert; MCCA, Robert. Homogamia educacional en México y Brasil, 1970-2000: Pautas y tendencias. *Latin American Research Review*, v. 42, n. 2, pp. 56–85, 2007.
- ESTEVE, Albert; MCCA, Robert; LÓPEZ, Luis Ángel. The Educational Homogamy Gap Between Married and Cohabiting Couples in Latin America. *Population Research and Policy*

- Review*, v. 32, n. 1, pp. 81–102, 2013.
- _____. The End of Hypergamy: Global Trends and Implications. *Population and Development Review*, v. 42, n. 4, pp. 1–11, 2016b.
- FERNANDES, Danielle Cireno. Race, socioeconomic development and the educational stratification in Brazil. *Research in Social Stratification and Mobility*, v. 22, pp. 365–422, 2004.
- FERNANDEZ, Raquel; FOGLI, Alessandra; OLIVETTI, Claudia. Mothers and Sons: Preference Formation and Female Labor Force Dynamics. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 119, n. 4, pp. 1249–1299, 2004.
- FERNÁNDEZ, Raquel; ROGERSON, Richard. Sorting and Long-Run Inequality. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 116, n. 4, pp. 1305–1341, 2001.
- FERREIRA, Francisco H. G.; LEITE, Philippe; LITCHFIELD, Julie; ULYSSEA, Gabriel. Ascensão e Queda da Desigualdade de Renda no Brasil. *Econômica*, v. 8, n. 1, pp. 147–169, 2006.
- FIRPO, Sergio; PORTELLA, Alysson. Decline in Wage Inequality in Brazil: A Survey. *World Bank - Policy Research Working Paper 9096*, 2019.
- FUSSELL, Elizabeth; PALLONI, Alberto. Persistent marriage regimes in changing times. *Journal of Marriage and Family*, v. 66, n. 5, pp. 1201–1213, 2004.
- GANZEBOOM, Harry B. G.; TREIMAN, Donald J.; ULTEE, Wout. Comparative intergenerational stratification research: Three generations and beyond. *Annual Review of sociology*, 1991.
- GARCIA, Leila Posenato; SANTANA, Lúcia Rolim. Evolução das desigualdades socioeconômicas na mortalidade infantil no Brasil, 1993-2008. *Ciência & Saúde Coletiva*, v. 16, n. 9, pp. 3717–3728, 2011.
- GOLDANI, Ana Maria. As famílias no Brasil contemporâneo e o mito da desestruturação. *Cadernos Pagu*, n. 1, pp. 68–110, 1993.
- GOLDSCHIEDER, Frances; BERNHARDT, Eva; LAPPEGÅRD, Trude. The Gender Revolution: A Framework for Understanding Changing Family and Demographic Behavior. *Population and Development Review*, v. 41, n. 2, pp. 207–239, 2015.

- GOLDTHORPE, John H. Women and Class Analysis: In Defence of the Conventional View. *Sociology*, v. 17, n. 4, pp. 465–488, 1983.
- GONALONS-PONS, Pilar; SCHWARTZ, Christine R. Trends in Economic Homogamy: Changes in Assortative Mating or the Division of Labor in Marriage? *Demography*, v. 54, n. 3, pp. 985–1005, 2017.
- GUEDES, Moema. Escolaridade e gênero: percepções mais igualitárias? In: ARAÚJO, C.; GAMA, A.; PICANÇO, F.; CANO, I. (Eds.). *Gênero, família e trabalho no Brasil do século XXI: mudanças e permanências*. Rio de Janeiro: Gramma, 2018..
- GUIGINSKI, Janaína Teodoro; WAJNMAN, Simone. Diferenciais de salários entre os homens adultos na posição de empregados ou conta própria segundo a presença de cônjuge - Investigação preliminar do "prêmio masculino do casamento" para o Brasil. *Anais do XX Encontro Nacional de Estudos Populacionais - ABEP*, 2016.
- GUIGINSKI, Janaína; WAJNMAN, Simone. A penalidade pela maternidade: participação e qualidade da inserção no mercado de trabalho das mulheres com filhos. *Revista Brasileira de Estudos de População*, v. 36, pp. 1–26, 2019.
- GUIMARÃES, Nadya A.; BARONE, Leonardo S.; BRITO, Murilo M. A. de. Mercado e mercantilização do trabalho no Brasil (1960-2010). In: ARRETCHE, M. (Ed.). *Trajetórias das desigualdades: como o Brasil mudou nos últimos cinquenta anos*. São Paulo: Editora UNESP; CEM, 2015..
- GULLICKSON, Aaron; TORCHE, Florencia. Patterns of Racial and Educational Assortative Mating in Brazil. *Demography*, v. 51, n. 3, pp. 835–856, 2014.
- HASENBALG, Carlos. A distribuição de recursos familiares. In: HASENBALG, C.; SILVA, N. DO V. (Eds.). *Origens e destinos: desigualdades sociais ao longo da vida*. Rio de Janeiro: Topbooks, 2003..
- HOFFMANN, Rodolfo. Como mulheres e homens contribuem para a desigualdade da renda domiciliar per capita no Brasil. *Economia e Sociedade*, v. 28, n. 3, pp. 821–854, 2019.
- HOUT, Michael. *Mobility tables*. Beverly Hills: Sage Publications, 1983.
- HU, Anning; QIAN, Zhenchao. Does higher education expansion promote educational homogamy? Evidence from married couples of the post-80s generation in Shanghai, China. *Social*

- Science Research*, v. 60, pp. 148–162, 2016.
- HYSLOP, Dean R. Rising U.S. Earnings Inequality and Family Labor Supply: The Covariance Structure of Intrafamily Earnings. *American Economic Review*, v. 91, n. 4, pp. 755–777, 2001.
- ITABORAÍ, Nathalie Reis. Mães adolescentes: desigualdades nos pontos de partida e chegada. In: HASENBALG, C.; SILVA, N. DO V. (Eds.). *Origens e destinos: desigualdades sociais ao longo da vida*. Rio de Janeiro: Topbooks, 2003..
- _____. *Mudanças nas famílias brasileiras (1976-2012): Uma perspectiva de classe e gênero*. Rio de Janeiro: Garamond, 2017.
- KALMIJN, Matthijs. Intermarriage and Homogamy: Causes, Patterns, Trends. *Annual Review of Sociology*, v. 24, n. 1, pp. 395–421, 1998.
- _____. Mother's Occupational Status and Children's Schooling. *American Sociological Review*, v. 59, n. 2, pp. 257, 1994.
- _____. Family Disruption and Intergenerational Reproduction: Comparing the Influences of Married Parents, Divorced Parents, and Stepparents. *Demography*, v. 52, n. 3, pp. 811–833, 2015.
- KALMIJN, Matthijs; FLAP, Henk. Assortative Meeting and Mating: Unintended Consequences of Organized Settings for Partner Choices. *Social Forces*, v. 79, n. 4, pp. 1289–1312, 2001.
- KALMIJN, Matthijs; TUBERGEN, Frank van. A Comparative Perspective on Intermarriage: Explaining Differences Among National-Origin Groups in the United States. *Demography*, v. 47, n. 2, pp. 459–479, 2010.
- KORUPP, Sylvia E.; GANZEBOOM, Harry B. G.; LIPPE, Tanja V. van der. Do mothers matter? A comparison of models of the influence of mothers' and fathers' educational and occupational status on children's educational attainment. *Quality and Quantity*, v. 36, n. 1, pp. 17–42, 2002.
- LAM, David. The Dynamics of Population Growth, Differential Fertility, and Inequality. *The American Economic Review*, v. 76, n. 5, pp. 1103–1116, 1986.
- LAM, David; MARTELETO, Leticia. Small Families and Large Cohorts: The Impact of the

- Demographic Transition on Schooling in Brazil. *PSC Research Report*, n. 02-519, 2002.
- LAPLANTE, Benoît; CASTRO-MARTÍN, Teresa; CORTINA, Clara; FOSTIK, Ana Laura. The contributions of childbearing within marriage and within consensual union to fertility in Latin America, 1980-2010. *Demographic Research*, v. 34, n. 1, pp. 827–844, 2016.
- LAPLANTE, Benoît; CASTRO-MARTÍN, Teresa; CORTINA, Clara; MARTÍN-GARCÍA, Teresa. Childbearing within Marriage and Consensual Union in Latin America, 1980-2010. *Population and Development Review*, v. 41, n. 1, pp. 85–108, 2015.
- LAPLANTE, Benoît; VIEIRA, Joice Melo; BARNABÉ, Graziela Cristina Farina Ramos Ribe. Consensual Union and Marriage in Brazil, 1970–2010. Gender Equality, Legal Issues and Social Context. In: SCHOEN, R. (Ed.). *Analytical Family Demography*. Cham: Springer International Publishing, 2019. pp. 57–98.
- LENA, Fernanda Fortes de; OLIVEIRA, Ana Maria Hermeto Camilo de. Padrões de seletividade relacionados aos casais homossexuais e heterossexuais no Brasil. *Revista Brasileira de Estudos de População*, v. 32, n. 1, pp. 121–137, 2015.
- LEVY, René; BÜHLMANN, Felix. Towards a socio-structural framework for life course analysis. *Advances in Life Course Research*, v. 30, pp. 30–42, 2016.
- LICHTER, Daniel T.; QIAN, Zhenchao. The Study of Assortative Mating: Theory, Data, and Analysis. In: SCHOEN, R. (Ed.). *Analytical Family Demography*. Cham: Springer International Publishing, 2019. pp. 303–337.
- LIEFBROER, Aart C.; ELZINGA, Cees H. Intergenerational transmission of behavioural patterns: How similar are parents' and children's demographic trajectories? *Advances in Life Course Research*, v. 17, n. 1, pp. 1–10, 2012.
- LONGO, Luciene Aparecida F. de 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) - Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2011
- LÓPEZ-RUIZ, Luis Ángel; ESTEVE, Albert; CABRÉ I PLÁ, Anna. Distancia social y uniones conyugales en América Latina. *Revista Latinoamericana de Población*, v. 1, n. 2, pp. 47–71, 2008.
- LUSTIG, Nora; LOPEZ-CALVA, Luis F.; ORTIZ-JUAREZ, Eduardo. Deconstructing the De-

- cline in Inequality in Latin America. *Policy Research Working Paper*, 2013.
- MAIA, Alexandre Gori; SAKAMOTO, Camila Strobl. The impacts of rapid demographic transition on family structure and income inequality in Brazil, 1981–2011. *Population Studies*, v. 70, n. 3, pp. 293–309, 2016.
- MARALANI, Vida. The Demography of Social Mobility: Black-White Differences in the Process of Educational Reproduction. *American Journal of Sociology*, v. 118, n. 6, pp. 1509–1558, 2013.
- MARALANI, Vida; MARE, Robert D. Demographic Pathways of Intergenerational Effects: Fertility, Mortality, Marriage and Women’s Schooling in Indonesia. *California Center for Population Research, CCPR-019-05*, 2005.
- MARE, Robert D. Demography and the evolution of educational inequality. In: BARON, J. N.; GRUSKY, D. B.; TREIMAN, D. J. (Eds.). *Social Differentiation and Social Inequality: Theoretical and Empirical Inquiries. Essays in Honor of John C. Pock*. Boulder: Westview Press, 1995..
- _____. Differential Fertility, Intergenerational Educational Mobility, and Racial Inequality. *Social Science Research*, v. 26, n. 3, pp. 263–291, 1997.
- _____. Assortative Mating, Intergenerational Mobility, and Educational Inequality. *California Center for Population Research, CCPR-004-00*, 2000.
- _____. Observations on the Study of Social Mobility and Inequality. In: GRUSKY, D. B. (Ed.). *Social Stratification: Class, Race, and Gender in Sociological Perspective*. 2. ed. Boulder: Westview Press, 2001..
- _____. Educational Homogamy in Two Gilded Ages: Evidence from Inter-generational Social Mobility Data. *The Annals of the American Academy of Political and Social Science*, v. 663, n. 1, pp. 117–139, 2016.
- _____. Five Decades of Educational Assortative Mating. *American Sociological Review*, v. 56, n. 1, pp. 15–32, 1991.
- MARE, Robert D.; MARALANI, Vida. The Intergenerational Effects of Changes in Women’s Educational Attainments. *American Sociological Review*, v. 71, n. 4, pp. 542–564, 2006.
- MARE, Robert D.; SCHWARTZ, Christine R. Educational Assortative Mating and the Family

- Background of the Next Generation. *California Center for Population Research, CCPR-012-06*, 2006.
- MARKS, Gary N. Gender Differences in the Effects of Socioeconomic Background. *International Sociology*, v. 23, n. 6, pp. 845–863, 2008.
- MARTELETO, Leticia. Family size, adolescents' schooling and the demographic transition: Evidence from Brazil. *Demographic Research*, v. 23, pp. 421–444, 2010.
- MARTELETO, Leticia; MARSCHNER, Murillo; CARVALHAES, Flavio. Educational stratification after a decade of reforms on higher education access in Brazil. *Research in Social Stratification and Mobility*, v. 46, pp. 99–111, 2016.
- MARTELETO, Leticia; SOUZA, Laeticia R. de. The Changing Impact of Family Size on Adolescents' Schooling: Assessing the Exogenous Variation in Fertility Using Twins in Brazil. *Demography*, v. 49, n. 4, pp. 1453–1477, 2012.
- MCGINN, Kathleen L.; RUIZ CASTRO, Mayra; LINGO, Elizabeth Long. Learning from Mum: Cross-National Evidence Linking Maternal Employment and Adult Children's Outcomes. *Work, Employment and Society*, v. 33, n. 3, 2019.
- MCLANAHAN, Sara. Diverging Destinies: How Children Are Faring Under the Second Demographic Transition. *Demography*, v. 41, n. 4, pp. 607–627, 2004.
- MCLANAHAN, Sara; PERCHESKI, Christine. Family Structure and the Reproduction of Inequalities. *Annual Review of Sociology*, v. 34, n. 1, pp. 257–276, 2008.
- MENEZES-FILHO, Naercio; RODRIGUES, Eduardo Augusto de Souza. Salário mínimo e desigualdade no Brasil entre 1981-1999: uma abordagem semiparamétrica. *Revista Brasileira de Economia*, v. 63, n. 3, pp. 277–298, 2009.
- MENEZES FILHO, Naércio; KIRSCHBAUM, Charles. Educação e desigualdade no Brasil. In: ARRETCHE, M. (Ed.). *Trajetórias das desigualdades: como o Brasil mudou nos últimos cinquenta anos*. São Paulo: Editora UNESP; CEM, 2015..
- MILLS, Melinda; BLOSSFELD, Hans-Peter. Globalization, uncertainty and the early life course: A theoretical framework. In: BLOSSFELD, H.-P.; KLIJZING, E.; MILLS, M.; KURZ, K. (Eds.). *Globalization, Uncertainty and Youth in Society*. London; New York: Routledge, 2005. pp. 1–24.

- MINNESOTA POPULATION CENTER. *Integrated Public Use Microdata Series, International: Version 7.2 [dataset]*. Minneapolis, MN: IPUMS, 2019.
- MONTEIRO DA SILVA, José Henrique Costa. *Fecundidade e pareamento educacional no Brasil: um estudo de coorte*. Dissertação (Mestrado em Demografia) - Universidade Estadual de Campinas, Instituto de Filosofia e Ciências Humanas, Campinas, SP, 2019
- MUNIZ, Jerônimo Oliveira. Demographic Dynamics of Poverty and Income Inequality in Brazil. *Revista Brasileira de Estudos de População*, v. 29, n. 2, pp. 323–348, 2012.
- MUNIZ, Jerônimo Oliveira; VENEROSO, Carmelita Zilah. Diferenciais de Participação Laboral e Rendimento por Gênero e Classes de Renda: uma Investigação sobre o Ônus da Maternidade no Brasil. *Dados*, v. 62, n. 1, 2019.
- MUSICK, Kelly; MARE, Robert D. Recent trends in the inheritance of poverty and family structure. *Social Science Research*, v. 35, n. 2, pp. 471–499, 2006.
- OPPENHEIMER, Valerie K. A Theory of Marriage Timing. *American Journal of Sociology*, v. 94, n. 3, pp. 563–591, 1988.
- _____. Women's Rising Employment and the Future of the Family in Industrial Societies. *Population and Development Review*, v. 20, n. 2, pp. 293–342, 1994.
- POWERS, Daniel A.; XIE, Yu. *Statistical Methods for Categorical Data Analysis*. San Diego: Academic Press, 1999.
- PRESTON, Samuel H. Differential Fertility, Unwanted Fertility, and Racial Trends in Occupational Achievement. *American Sociological Review*, v. 39, n. 4, pp. 492–506, 1974.
- PRESTON, Samuel H. Family Sizes of Children and Family Sizes of Women. *Demography*, v. 13, n. 1, pp. 105–114, 1976.
- PRESTON, Samuel H.; HEUVELINE, Patrick; GUILLOT, Michel. *Demography: Measuring and Modeling Population Processes*. Malden, Mass.: Blackwell Publishing, 2001.
- QIAN, Yue. Gender Asymmetry in Educational and Income Assortative Marriage. *Journal of Marriage and Family*, v. 79, n. 2, pp. 318–336, 2017.
- QIAN, Zhenchao. Changes in Assortative Mating: The Impact of Age and Education, 1970–1990. *Demography*, v. 35, n. 3, pp. 279, 1998.
- QIAN, Zhenchao; LICHTER, Daniel T.; TUMIN, Dmitry. Divergent Pathways to Assimilation?

- Local Marriage Markets and Intermarriage Among U.S. Hispanics. *Journal of Marriage and Family*, v. 80, n. 1, pp. 271–288, 2018.
- RAFTERY, Adrian E. Bayesian Model Selection in Social Research. *Sociological Methodology*, v. 25, pp. 111–163, 1995.
- RAUSCHER, Emily. Why Who Marries Whom Matters: Effects of Educational Assortative Mating on Infant Health in the United States 1969–1994. *Social Forces*, pp. 1–31, 2019.
- RAYMO, James M.; XIE, Yu. Temporal and Regional Variation in the Strength of Educational Homogamy. *American Sociological Review*, v. 65, n. 5, pp. 773, 2000.
- RIBEIRO, Carlos Antonio Costa. *Estrutura de Classe e Mobilidade Social no Brasil*. Bauru: EDUSC, 2007.
- _____. Desigualdade de oportunidades e resultados educacionais no Brasil. *Dados*, v. 54, n. 1, pp. 41–87, 2011.
- _____. Quatro décadas de mobilidade social no Brasil. *Dados*, v. 55, n. 3, pp. 641–679, 2012.
- _____. *Juventudes e educação: escola e transições para a vida adulta no Brasil*. Rio de Janeiro: Azougue editorial, 2014a.
- _____. Desigualdades nas transições para a vida adulta no Brasil (1996 e 2008). *Sociologia & Antropologia*, v. 4, n. 2, pp. 433–473, 2014b.
- RIBEIRO, Carlos Antonio Costa; CENEVIVA, Ricardo; BRITO, Murillo Marschner Alves de. Estratificação educacional entre jovens no Brasil: 1960-2010. In: ARRETCHE, M. (Ed.). *Trajetórias das desigualdades: como o Brasil mudou nos últimos cinquenta anos*. São Paulo: Editora UNESP; CEM, 2015..
- RIBEIRO, Carlos Antonio Costa; MACHADO, Weverthon. Rendimento do Trabalho das Esposas e Tendências da Desigualdade de Renda no Brasil (1992-2014). *Dados*, v. 61, n. 1, pp. 103–135, 2018.
- RIBEIRO, Carlos Antonio Costa; SILVA, Nelson do Valle. Cor, educação e casamento: tendências da seletividade marital no Brasil, 1960 a 2000. *Dados*, v. 52, n. 1, pp. 7–51, 2009.
- SAKAMOTO, Arthur; POWERS, Daniel A. Demography of Social Stratification. In: POSTON, D. L.; MICKLIN, M. (Eds.). *Handbook of Population*. Boston, MA: Springer US,

2005. pp. 383–416.
- SCHWARTZ, Christine R. Trends and Variation in Assortative Mating: Causes and Consequences. *Annual Review of Sociology*, v. 39, pp. 451–470, 2013.
- _____. Earnings Inequality and the Changing Association between Spouses' Earnings. *American Journal of Sociology*, v. 115, n. 5, pp. 1524–1557, 2010.
- SCHWARTZ, Christine R.; MARE, Robert D. Trends in Educational Assortative Marriage From 1940 to 2003. *Demography*, v. 42, n. 4, pp. 621–646, 2005.
- _____. The Proximate Determinants of Educational Homogamy: The Effects of First Marriage, Marital Dissolution, Remarriage, and Educational Upgrading. *Demography*, v. 49, n. 2, pp. 629–650, 2012.
- SILVA, Nelson do Valle. Distância social e casamento inter-racial no Brasil. *Estudos Afro-Asiaticos*, v. 14, pp. 54–83, 1987.
- _____. Duas décadas de seletividade marital educacional no Brasil. In: HASENBALG, C.; SILVA, N. DO V. (Eds.). *Origens e destinos: desigualdades sociais ao longo da vida*. Rio de Janeiro: Topbooks, 2003..
- SILVA, Nelson do Valle; HASENBALG, Carlos. Tendências da desigualdade educacional no Brasil. *Dados*, v. 43, n. 3, pp. 423–445, 2000.
- _____. Recursos familiares e transições educacionais. *Cadernos de Saúde Pública*, v. 18, n. Suplemento, pp. S67–S76, 2002.
- SMITS, Jeroen; ULTEE, Wout; LAMMERS, Jan. Educational Homogamy in 65 Countries: An Explanation of Differences in Openness Using Country-Level Explanatory Variables. *American Sociological Review*, v. 63, n. 2, pp. 264, 1998.
- SOARES, Sergei Suarez Dillon. O impacto distributivo do salário mínimo: a distribuição individual dos rendimentos do trabalho. *IPEA, Texto para discussão n 873*, 2002.
- SOBEK, Matthew; KENNEDY, Sheela. The development of family interrelationship measures for international census data. *Working Paper Series, 2009-02, Minnesota Population Center*, 2009.
- SOLÍS, Patricio; PULLUM, Thomas W.; BRATTER, Jenifer. Homogamy by education and migration status in Monterrey, Mexico: Changes and continuities over time. *Population*

- Research and Policy Review*, v. 26, n. 3, pp. 279–298, 2007.
- SUDO, Naoki. The Effects of Women's Labor Force Participation: An Explanation of Changes in Household Income Inequality. *Social Forces*, v. 95, n. 4, pp. 1427–1450, 2017.
- SWEENEY, Megan M. Two Decades of Family Change: The Shifting Economic Foundations of Marriage. *American Sociological Review*, v. 67, n. 1, pp. 132–147, 2002.
- SWEENEY, Megan M.; CANCIAN, Maria. The Changing Importance of White Women's Economic Prospects for Assortative Mating. *Journal of Marriage and Family*, v. 66, n. November, pp. 1015–1028, 2004.
- SØRENSEN, Annemette. Women, Family and Class. *Annual Review of Sociology*, v. 20, n. 1, pp. 27–45, 1994.
- TACH, Laura. Social Mobility in an Era of Family Instability and Complexity. *The ANNALS of the American Academy of Political and Social Science*, v. 657, n. January, pp. 83–96, 2015.
- THERBORN, Göran. *Between Sex and Power: family in the world, 1900-2000*. London; New York: Routledge, 2004.
- THORNTON, Arland; AXINN, William G.; XIE, Yu. *Marriage and Cohabitation*. Chicago; London: The University of Chicago Press, 2007.
- TOMÁS, Maria Carolina. *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, Berkeley, 2012
- _____. Space and Interracial Marriage: How Does the Racial Distribution of a Local Marriage Market Change the Analysis of Interracial Marriage in Brazil? *Revista Latinoamericana de Población*, v. 11, n. 21, pp. 113–139, 2017.
- TORCHE, Florencia. Intergenerational Mobility and Inequality: The Latin American Case. *Annual Review of Sociology*, v. 40, pp. 619–642, 2014.
- _____. Educational assortative mating and economic inequality: a comparative analysis of three Latin American countries. *Demography*, v. 47, n. 2, pp. 481–502, 2010.
- TORCHE, Florencia; COSTA-RIBEIRO, Carlos. Pathways of change in social mobility: Industrialization, education and growing fluidity in Brazil. *Research in Social Stratification and Mobility*, v. 28, n. 3, pp. 291–307, 2010.

- ULTEE, Wout; LUIJKX, Ruud. Educational heterogamy and father-to-son occupational mobility in 23 industrial nations: General societal openness or compensatory strategies of reproduction? *European Sociological Review*, v. 6, n. 2, pp. 125–149, 1990.
- VAN BAVEL, Jan; SCHWARTZ, Christine R.; ESTEVE, Albert. The Reversal of the Gender Gap in Education and Its Consequences for Family Life. *Annual Review of Sociology*, v. 44, n. 1, pp. 341–360, 2018.
- VIEIRA, Joice Melo. Transição para a vida adulta no Brasil: análise comparada entre 1970 e 2000. *Revista Brasileira de Estudos de População*, v. 25, n. 1, pp. 27–48, 2008.
- VIEIRA, Joice Melo; ALVES, Luciana Correia. O comportamento da idade média à união e ao casamento no Brasil em 2000 e 2010. *Revista Latinoamericana de Población*, v. 10, n. 19, pp. 107–126, 2016.
- VIEIRA, Joice Melo; VERONA, Ana Paula; MARTINS, Paulo Henrique Viegas. Reflexões sobre a fecundidade e a nupcialidade brasileira (1980-2010): a importância do gradiente educacional e da diversidade religiosa. *Anais do XXI Encontro Nacional de Estudos Populacionais - ABEP*, 2018.
- WAJNMAN, Simone; TURRA, Cassio M.; AGOSTINHO, Cintia S. Estrutura domiciliar e distribuição da renda familiar no Brasil. In: BARROS, R. P. DE; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (Eds.). *Desigualdade de Renda no Brasil: uma análise da queda recente, vol. 1*. Brasília: IPEA, 2007. pp. 423–442.
- WESTERN, Bruce; BLOOME, Deirdre; PERCHESKI, Christine. Inequality among American Families with Children, 1975 to 2005. *American Sociological Review*, v. 73, n. 6, pp. 903–920, 2008.
- WIDMER, Eric D.; SPINI, Dario. Misleading Norms and Vulnerability in the Life Course: Definition and Illustrations. *Research in Human Development*, v. 14, n. 1, pp. 52–67, 2017.
- WOOD, Charles H.; CARVALHO, José Alberto M. de. *A demografia da desigualdade no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA, 1994.
- XIE, Yu. The Log-Multiplicative Layer Effect Model for Comparing Mobility Tables. *American Sociological Review*, v. 57, n. 3, pp. 380, 1992.

APÊNDICE A - TABELAS SUPLEMENTARES DO CAPÍTULO 1

Tabela 5 - Distribuição percentual da escolaridade dos cônjuges, por ano - 1960-2010

Educação do marido	Educação da esposa					Total
	0-3	4-7	8	9-11	12+	
1960						
(N = 55.081)						
0-3	64,5	6,0	0,2	0,1	0,0	70,8
4-7	7,9	13,5	0,8	0,6	0,0	22,8
8	0,3	1,3	0,7	0,3	0,0	2,6
9-11	0,1	1,0	0,5	0,6	0,0	2,3
12+	0,0	0,4	0,4	0,5	0,2	1,5
Total	72,9	22,1	2,6	2,2	0,2	100,0
1970						
(N = 1.500.967)						
0-3	55,8	7,3	0,2	0,2	0,0	63,5
4-7	9,0	15,0	1,0	1,3	0,1	26,3
8	0,4	1,6	0,7	0,6	0,1	3,4
9-11	0,2	1,5	0,8	1,5	0,2	4,1
12+	0,0	0,4	0,4	1,2	0,6	2,7
Total	65,4	25,8	3,1	4,8	1,0	100,0
1980						
(N = 2.080.605)						
0-3	31,5	10,0	0,7	0,6	0,1	42,9
4-7	9,2	19,4	2,4	2,6	0,4	34,1
8	0,8	2,8	1,5	1,3	0,3	6,6
9-11	0,5	2,5	1,4	3,8	1,0	9,2
12+	0,1	0,6	0,6	2,5	3,4	7,2
Total	42,1	35,3	6,6	10,9	5,2	100,0
1991						
(N = 1.174.637)						
0-3	17,1	9,5	1,2	1,1	0,1	29,0
4-7	7,3	18,7	3,8	4,4	0,5	34,6
8	1,0	4,1	2,6	2,7	0,4	10,8
9-11	0,7	3,8	2,7	8,5	2,0	17,7
12+	0,1	0,5	0,5	2,8	4,0	7,9
Total	26,2	36,4	10,8	19,6	7,0	100,0
2000						
(N = 1.316.582)						
0-3	10,8	9,1	1,1	2,1	0,2	23,3
4-7	5,9	17,8	3,7	7,0	0,6	34,9
8	0,9	3,6	2,3	3,4	0,4	10,6
9-11	1,2	4,7	2,7	12,8	2,4	23,8
12+	0,1	0,4	0,3	2,6	4,0	7,4
Total	18,9	35,6	10,1	27,9	7,6	100,0
2010						
(N = 1.286.540)						

0-3	7,3	4,5	1,7	3,6	0,4	17,5
4-7	2,5	7,9	2,4	7,0	0,7	20,5
8	0,8	1,6	4,1	3,7	0,8	11,0
9-11	1,4	3,2	2,2	24,9	5,5	37,1
12+	0,2	0,2	0,3	3,7	9,6	14,0
<i>Total</i>	<i>12,1</i>	<i>17,3</i>	<i>10,6</i>	<i>42,8</i>	<i>17,1</i>	<i>100,0</i>

Nota: Tamanhos das amostras mostrados entre parênteses. Os percentuais são ponderados e podem não somar 100 devido ao arredondamento. Nenhuma combinação educacional tem frequência igual a zero, mas alguns percentuais são zero quando arredondados para a uma casa decimal.

Fonte: Censos Demográficos 1960-2010.

Tabela 6 - Chances de cruzar barreiras educacionais, anos selecionados

Educação do marido	Educação da esposa			
	0-3	4-7	8	9-11
1960				
4-7	0,200			
8	0,054	0,270		
9-11	0,036	0,182	0,673	
12+	0,013	0,066	0,246	0,365
1991				
4-7	0,408			
8	0,199	0,487		
9-11	0,101	0,247	0,506	
12+	0,031	0,076	0,156	0,308
2010				
4-7	0,514			
8	0,314	0,611		
9-11	0,143	0,278	0,455	
12+	0,034	0,066	0,107	0,236

Nota: As chances de cruzamento estimadas com o modelo 5 são as mesmas independentemente de qual cônjuge tem maior escolaridade, por isso apenas as células abaixo da diagonal são mostradas.

Tabela 7 - Coeficientes estimados pelos modelos de seletividade marital

	Homogamia geral	Homogamia específica					Cruzamentos			
		0-3	4-7	8	9-11	12+	1	2	3	4
Censo										
1960	6,69 (6,53; 6,85)	31,83 (29,28; 34,61)	1,23 (1,13; 1,33)	4,74 (4,13; 5,44)	5,73 (4,95; 6,63)	14,32 (9,77; 20,97)	0,20 (0,19; 0,21)	0,27 (0,26; 0,28)	0,67 (0,63; 0,72)	0,36 (0,30; 0,44)
1970	5,49 (5,46; 5,52)	22,19 (21,81; 22,58)	1,25 (1,23; 1,27)	3,49 (3,39; 3,60)	4,86 (4,75; 4,98)	12,86 (12,34; 13,41)	0,24 (0,24; 0,24)	0,31 (0,31; 0,31)	0,63 (0,62; 0,63)	0,39 (0,39; 0,40)
1980	3,93 (3,91; 3,94)	10,54 (10,40; 10,70)	1,32 (1,31; 1,34)	2,57 (2,51; 2,62)	4,58 (4,50; 4,65)	15,76 (15,39; 16,14)	0,34 (0,33; 0,34)	0,41 (0,41; 0,42)	0,53 (0,53; 0,54)	0,36 (0,36; 0,37)
1991	3,38 (3,37; 3,40)	6,93 (6,86; 7,00)	1,35 (1,34; 1,36)	2,03 (2,00; 2,06)	4,04 (4,00; 4,09)	22,94 (22,54; 23,34)	0,41 (0,41; 0,41)	0,49 (0,48; 0,49)	0,51 (0,50; 0,51)	0,31 (0,31; 0,31)
2000	3,07 (3,06; 3,09)	4,83 (4,76; 4,91)	1,35 (1,33; 1,37)	2,28 (2,23; 2,33)	3,18 (3,13; 3,23)	33,15 (32,32; 33,99)	0,48 (0,48; 0,49)	0,54 (0,53; 0,54)	0,55 (0,54; 0,55)	0,27 (0,27; 0,27)
2010	3,89 (3,86; 3,91)	3,45 (3,39; 3,51)	1,91 (1,88; 1,94)	5,15 (5,05; 5,26)	3,63 (3,58; 3,69)	41,04 (40,10; 42,01)	0,51 (0,51; 0,52)	0,61 (0,61; 0,62)	0,46 (0,45; 0,46)	0,24 (0,23; 0,24)
Pnad										
1992	3,53 (3,44; 3,63)	7,30 (6,79; 7,85)	1,46 (1,37; 1,56)	1,85 (1,68; 2,05)	4,08 (3,78; 4,40)	22,47 (19,92; 25,35)	0,41 (0,39; 0,42)	0,54 (0,52; 0,56)	0,45 (0,43; 0,46)	0,30 (0,28; 0,32)
1993	3,50 (3,37; 3,64)	7,29 (6,52; 8,16)	1,49 (1,35; 1,65)	1,91 (1,65; 2,20)	3,63 (3,24; 4,05)	24,53 (20,48; 29,40)	0,40 (0,38; 0,43)	0,53 (0,51; 0,56)	0,46 (0,44; 0,49)	0,29 (0,27; 0,32)
1995	3,50 (3,37; 3,64)	6,82 (6,10; 7,63)	1,47 (1,33; 1,62)	1,93 (1,67; 2,23)	3,92 (3,51; 4,38)	24,71 (20,61; 29,63)	0,42 (0,40; 0,44)	0,52 (0,50; 0,55)	0,46 (0,43; 0,49)	0,28 (0,26; 0,31)
1996	3,44 (3,31; 3,58)	7,23 (6,44; 8,12)	1,39 (1,26; 1,53)	2,18 (1,89; 2,52)	3,45 (3,09; 3,86)	26,82 (22,36; 32,19)	0,41 (0,39; 0,44)	0,52 (0,50; 0,55)	0,49 (0,46; 0,52)	0,28 (0,26; 0,31)
1997	3,39 (3,26; 3,52)	6,92 (6,17; 7,76)	1,37 (1,24; 1,51)	2,05 (1,76; 2,37)	3,45 (3,09; 3,85)	29,11 (24,30; 34,88)	0,43 (0,40; 0,45)	0,50 (0,48; 0,53)	0,50 (0,47; 0,53)	0,27 (0,25; 0,29)
1998	3,46 (3,33; 3,60)	7,44 (6,63; 8,36)	1,38 (1,25; 1,52)	2,17 (1,87; 2,52)	3,18 (2,85; 3,55)	37,08 (30,90; 44,50)	0,41 (0,39; 0,43)	0,51 (0,48; 0,54)	0,52 (0,49; 0,56)	0,24 (0,22; 0,27)
1999	3,48 (3,35; 3,61)	6,59 (5,87; 7,40)	1,42 (1,29; 1,57)	2,27 (1,95; 2,63)	3,53 (3,17; 3,94)	31,63 (26,41; 37,87)	0,43 (0,41; 0,45)	0,52 (0,49; 0,55)	0,48 (0,45; 0,51)	0,26 (0,24; 0,28)
2001	3,40 (3,27; 3,53)	5,74 (5,13; 6,43)	1,56 (1,42; 1,72)	2,26 (1,95; 2,62)	3,31 (2,98; 3,67)	28,94 (24,28; 34,50)	0,45 (0,43; 0,47)	0,51 (0,48; 0,54)	0,51 (0,48; 0,54)	0,27 (0,25; 0,30)
2002	3,37 (3,24; 3,50)	6,17 (5,50; 6,92)	1,41 (1,28; 1,56)	2,37 (2,04; 2,75)	3,20 (2,88; 3,55)	35,32 (29,70; 42,00)	0,44 (0,42; 0,47)	0,53 (0,50; 0,56)	0,51 (0,48; 0,54)	0,25 (0,23; 0,27)
2003	3,35 (3,23; 3,48)	5,83 (5,19; 6,54)	1,42 (1,29; 1,57)	2,47 (2,14; 2,87)	3,12 (2,81; 3,46)	38,39 (32,33; 45,60)	0,45 (0,43; 0,48)	0,55 (0,52; 0,58)	0,50 (0,48; 0,53)	0,24 (0,22; 0,26)

2004	3,39 (3,27; 3,52)	5,86 (5,20; 6,59)	1,36 (1,23; 1,49)	2,70 (2,33; 3,13)	3,33 (3,00; 3,70)	37,43 (31,54; 44,41)	0,46 (0,43; 0,48)	0,54 (0,51; 0,57)	0,50 (0,47; 0,53)	0,24 (0,22; 0,26)
2005	3,38 (3,25; 3,51)	5,64 (5,00; 6,36)	1,38 (1,26; 1,53)	2,55 (2,20; 2,97)	3,18 (2,87; 3,52)	43,69 (36,90; 51,73)	0,46 (0,44; 0,49)	0,55 (0,52; 0,58)	0,50 (0,47; 0,53)	0,23 (0,21; 0,24)
2006	3,35 (3,22; 3,48)	5,11 (4,52; 5,78)	1,35 (1,22; 1,49)	2,56 (2,20; 2,99)	3,32 (2,99; 3,68)	41,63 (35,23; 49,19)	0,49 (0,46; 0,52)	0,56 (0,53; 0,59)	0,49 (0,47; 0,52)	0,23 (0,21; 0,25)
2007	2,97 (2,86; 3,09)	4,18 (3,69; 4,74)	1,25 (1,13; 1,38)	2,23 (1,91; 2,60)	2,83 (2,56; 3,14)	40,34 (34,19; 47,59)	0,55 (0,51; 0,58)	0,57 (0,54; 0,60)	0,55 (0,52; 0,58)	0,24 (0,22; 0,26)
2008	3,15 (3,03; 3,28)	4,12 (3,62; 4,69)	1,29 (1,16; 1,43)	2,62 (2,26; 3,05)	3,08 (2,77; 3,42)	40,22 (34,09; 47,45)	0,55 (0,51; 0,58)	0,58 (0,55; 0,61)	0,49 (0,46; 0,52)	0,24 (0,22; 0,26)
2009	3,12 (3,00; 3,24)	3,94 (3,45; 4,50)	1,40 (1,27; 1,55)	2,28 (1,95; 2,67)	2,98 (2,69; 3,31)	38,78 (32,97; 45,62)	0,55 (0,52; 0,59)	0,57 (0,54; 0,61)	0,51 (0,48; 0,54)	0,24 (0,23; 0,26)
2011	3,17 (3,04; 3,30)	3,24 (2,82; 3,71)	1,68 (1,50; 1,88)	2,68 (2,29; 3,13)	2,69 (2,42; 2,99)	44,55 (37,76; 52,57)	0,58 (0,54; 0,62)	0,62 (0,59; 0,66)	0,50 (0,47; 0,53)	0,24 (0,22; 0,26)
2012	3,31 (3,18; 3,45)	3,99 (3,41; 4,66)	1,48 (1,32; 1,65)	2,46 (2,10; 2,89)	3,10 (2,78; 3,45)	41,86 (35,50; 49,37)	0,54 (0,50; 0,58)	0,60 (0,56; 0,64)	0,48 (0,46; 0,51)	0,23 (0,22; 0,25)
2013	3,26 (3,13; 3,40)	3,51 (2,99; 4,12)	1,53 (1,36; 1,72)	2,70 (2,30; 3,17)	2,89 (2,60; 3,23)	43,23 (36,64; 51,01)	0,57 (0,53; 0,62)	0,59 (0,56; 0,63)	0,50 (0,47; 0,53)	0,23 (0,22; 0,25)
2014	3,13 (3,00; 3,26)	3,23 (2,71; 3,84)	1,41 (1,26; 1,59)	2,59 (2,20; 3,05)	2,76 (2,47; 3,08)	42,72 (36,23; 50,37)	0,60 (0,55; 0,66)	0,59 (0,55; 0,63)	0,52 (0,48; 0,55)	0,24 (0,22; 0,26)
2015	3,23 (3,09; 3,37)	3,15 (2,60; 3,80)	1,39 (1,23; 1,58)	2,71 (2,29; 3,20)	2,79 (2,49; 3,12)	46,98 (39,73; 55,56)	0,61 (0,56; 0,67)	0,60 (0,56; 0,64)	0,50 (0,47; 0,53)	0,23 (0,21; 0,25)

Nota: Intervalos de confiança ao nível de 95% mostrados em parênteses. Tanto as estimativas pontuais quanto os intervalos de confiança são exponenciados.

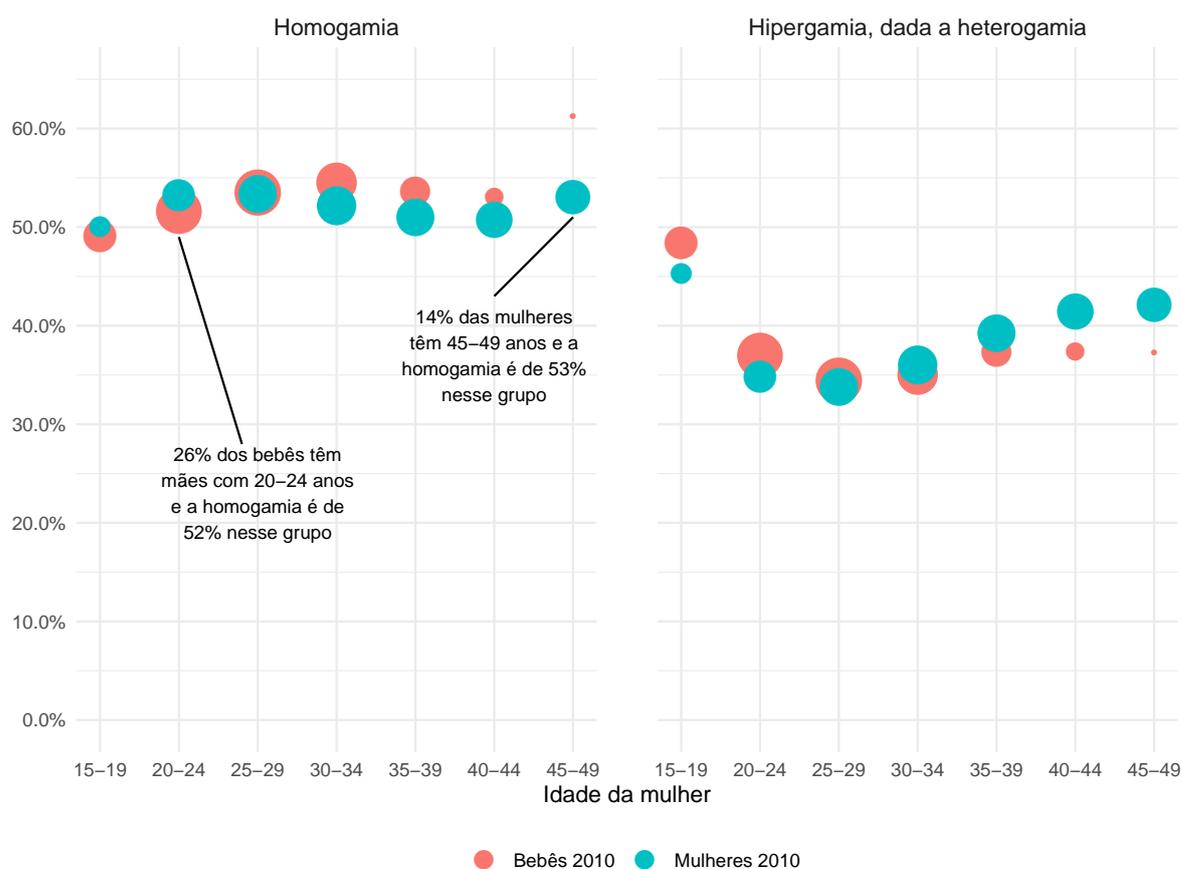
APÊNDICE B - TABELAS E FIGURAS SUPLEMENTARES DO CAPÍTULO 2

Tabela 8 - Distribuição percentual de arranjos conjugais - mulheres, bebês e crianças

Educação da mulher	Educação do marido	2000		2010		
		Mulheres	Bebês	Mulheres	Bebês	Crianças
0-3	0-3	8,27	13,09	6,58	7,04	14,84
	4-7	3,81	5,40	1,99	2,23	4,09
	8	0,55	0,71	0,64	0,71	1,20
	9-11	0,64	0,89	0,91	1,23	1,50
	12+	0,08	0,09	0,11	0,12	0,16
	Sem cônjuge	6,76	3,80	5,52	2,76	5,02
4-7	0-3	5,36	8,79	3,09	4,35	6,09
	4-7	9,64	15,02	4,92	7,34	8,26
	8	1,92	2,75	1,06	1,52	1,69
	9-11	2,34	3,72	1,83	3,44	2,59
	12+	0,25	0,26	0,16	0,20	0,26
	Sem cônjuge	11,98	6,82	6,68	4,79	4,77
8	0-3	0,66	1,05	1,05	1,56	1,71
	4-7	1,89	2,94	1,32	1,98	2,01
	8	1,21	1,68	2,17	3,29	2,84
	9-11	1,33	1,96	1,19	1,85	1,64
	12+	0,21	0,21	0,25	0,31	0,33
	Sem cônjuge	2,34	1,47	2,85	1,87	2,13
9-11	0-3	1,07	1,61	1,93	2,81	2,72
	4-7	3,21	5,15	3,20	5,48	4,03
	8	1,56	2,29	1,76	2,81	2,10
	9-11	5,62	8,48	10,31	18,04	10,69
	12+	1,65	1,75	1,96	2,81	2,25
	Sem cônjuge	17,43	4,53	19,71	7,74	6,06
12+	0-3	0,12	0,13	0,34	0,32	0,44
	4-7	0,39	0,38	0,51	0,52	0,72
	8	0,25	0,24	0,49	0,55	0,59
	9-11	1,35	1,48	2,64	3,64	2,68
	12+	2,69	2,67	4,83	7,12	4,23
	Sem cônjuge	5,44	0,64	9,98	1,57	2,34
Total	-	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

Nota:

Figura 20 - Taxas de homogamia e hipergamia (dada a heterogamia) por grupo etário - Mulheres em idade reprodutiva e mães de bebês, 2010



Nota: O tamanho dos círculos corresponde à participação percentual de cada grupo etário na respectiva amostra (mulheres e mães de bebês, em ambos os casos considerando apenas as que tinham cônjuge). Por causa do calendário da fecundidade, as mães estão relativamente concentradas em idades mais jovens, onde, com exceção do primeiro grupo, a hipergamia é menor.

Fonte: O autor, 2020

Tabela 9 - Coeficientes estimados para modelos log-rate

Parâmetro	$\frac{\text{Bebês}_{ij2000}}{\text{Mulheres}_{ij2000}}$		$\frac{\text{Bebês}_{ij2010}}{\text{Mulheres}_{ij2010}}$		$\frac{\text{Crianças}_{ij2010}}{\text{Bebês}_{ij2000}}$	
	Coef.	IC 95%	Coef.	IC 95%	Coef.	IC 95%
Homogamia geral						
.	1.04 (0.01)	1.03; 1.05	1.00 (0.01)	0.99; 1.02	1.05 (0.01)	1.03; 1.06
Hipergamia, dada a heterogamia						
	1.00 (0.02)	0.96; 1.04	0.98 (0.02)	0.93; 1.02	1.24 (0.02)	1.20; 1.29
Homogamia específica						
0-3	1.15 (0.02)	1.12; 1.19	1.11 (0.02)	1.06; 1.15	0.63 (0.01)	0.61; 0.65
4-7	0.99 (0.01)	0.96; 1.02	0.95 (0.02)	0.91; 0.98	1.53 (0.02)	1.48; 1.58
8	1.00 (0.02)	0.96; 1.04	0.98 (0.02)	0.94; 1.03	1.64 (0.04)	1.57; 1.71
9-11	1.01 (0.02)	0.98; 1.04	0.97 (0.02)	0.94; 1.00	1.10 (0.02)	1.06; 1.13
12+	1.09 (0.03)	1.03; 1.16	1.09 (0.03)	1.04; 1.14	0.66 (0.02)	0.63; 0.69
Barreiras						
1	0.94 (0.01)	0.92; 0.95	0.96 (0.01)	0.94; 0.97	1.12 (0.01)	1.11; 1.14
2	0.97 (0.01)	0.96; 0.99	1.01 (0.01)	1.00; 1.03	1.11 (0.01)	1.10; 1.13
3	1.00 (0.01)	0.98; 1.02	1.00 (0.01)	0.98; 1.02	0.92 (0.01)	0.90; 0.93
4	0.95 (0.01)	0.93; 0.98	0.97 (0.01)	0.95; 0.99	1.20 (0.01)	1.17; 1.23

Nota: Erros padrão em parênteses. Coeficientes e intervalos de confiança são exponenciados.

APÊNDICE C - TABELAS SUPLEMENTARES DO CAPÍTULO 3

Tabela 10 - Intervalos de confiança para decomposição de tendências no coeficiente de variação

	1993-2015		1993-2001		2001-2015	
	Inferior	Superior	Inferior	Superior	Inferior	Superior
% in CV						
Full model	-18,1%	-16,2%	-2,5%	-0,5%	-16,8%	-15,0%
CF1	-16,8%	-14,9%	-2,3%	-0,4%	-15,6%	-13,8%
CF2	-18,4%	-16,6%	-3,2%	-1,3%	-16,5%	-14,8%
CF3	-21,6%	-20,1%	-4,6%	-2,8%	-18,6%	-17,1%
($\Delta\%$) - ($\Delta\%$ no modelo completo)						
CF1	0,9%	1,6%	-0,3%	0,5%	0,8%	1,5%
CF2	-0,8%	0,0%	-1,2%	-0,3%	-0,2%	0,6%
CF3	-4,3%	-3,1%	-2,9%	-1,5%	-2,5%	-1,3%
($\Delta\%$) - ($\Delta\%$ no modelo anterior)						
CF1	0,9%	1,6%	-0,3%	0,5%	0,8%	1,5%
CF2	-1,9%	-1,4%	-1,1%	-0,6%	-1,1%	-0,7%
CF3	-3,8%	-2,9%	-2,0%	-0,9%	-2,6%	-1,7%

Nota: Intervalos de confiança de 95% obtidos via *bootstrap* com 600 replicações.

Tabela 11 - Decomposição de tendências no coeficiente de variação com faixa etária e classificação de rendimentos alternativos

	Esposas 25-55 anos, maridos 25-59 anos, 10 quantis de rendimentos	Esposas e maridos 18-65 anos, 20 quantis de rendimentos	Esposas e maridos 18-65 anos, 10 quantis de rendimentos
$\Delta\%$ in CV			
Full model	-15,7%	-17,9%	-14,2%
CF1	-14,4%	-16,5%	-12,7%
CF2	-16,3%	-18,0%	-14,6%
CF3	-19,6%	-21,9%	-18,4%
($\Delta\%$) - ($\Delta\%$ no modelo completo)			
CF1	1,3%	1,5%	1,5%
CF2	-0,7%	-0,1%	-0,4%
CF3	-3,9%	-3,9%	-4,2%
($\Delta\%$) - ($\Delta\%$ no modelo anterior)			
CF1	1,3%	1,5%	1,5%
CF2	-2,0%	-1,6%	-1,9%
CF3	-3,2%	-3,8%	-3,8%