

Bruna Atayde Signorini

**Efeitos da migração sobre a fecundidade:
um estudo comparativo entre mulheres
nordestinas imigrantes em São Paulo,
mulheres não-migrantes naturais do
estado e mulheres não-migrantes
naturais do Nordeste**

Belo Horizonte, MG
UFMG/Cedeplar
2017

Bruna Atayde Signorini

Efeitos da migração sobre a fecundidade: um estudo comparativo entre mulheres nordestinas imigrantes em São Paulo, mulheres não-migrantes naturais do estado e mulheres não-migrantes naturais do Nordeste

Tese de doutorado apresentada ao curso de Doutorado em Demografia do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais, como requisito parcial à obtenção do Título de Doutor em Demografia.

Orientador: Prof. José Irineu Rangel Rigotti

Co-orientador: Prof. José Alberto Magno de Carvalho

Belo Horizonte, MG
Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional
Faculdade de Ciências Econômicas - UFMG
2017

Ficha Catalográfica

S578e 2017	<p>Signorini, Bruna Atayde. Efeitos da migração sobre a fecundidade [manuscrito] : um estudo comparativo entre mulheres nordestinas imigrantes em São Paulo, mulheres não-migrantes naturais do estado e mulheres não-migrantes naturais do Nordeste / Bruna Atayde Signorini. – 2017. 147 p.: il., gráfs e tabs.</p> <p>Orientador: José Irineu Rangel Rigotti. Coorientador: José Alberto Magno de Carvalho Tese (doutorado) - Universidade Federal de Minas Gerais, Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional. Inclui bibliografia (p. 136-142) e anexos.</p> <p>1. Migração interna – Brasil - Teses. 2. Fecundidade humana - Brasil - Teses. I. Rigotti, Jose Irineu Rangel. II. Carvalho, José Alberto Magno de. III. Universidade Federal de Minas Gerais. Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional. IV. Título.</p> <p>CDD: 304.80981</p>
---------------	--

Folha de Aprovação

Dedico esta tese às minhas filhas Laura e Sofia, aos meus pais, ao Stefan e ao meu avô José João.

AGRADECIMENTOS

Eu agradeço aos professores do Cedeplar pelo período de intenso aprendizado e compartilhamento de experiências profissionais e pessoais durante o curso de doutorado. Tudo o que aprendi e vivi com eles nas salas de aula, auditórios e corredores da FACE faz parte da minha formação acadêmica e pessoal. Agradeço em especial ao Professor José Alberto, que desde o primeiro contato que tivemos, num bate-papo do PET durante minha graduação, é uma referência para mim não apenas como profissional, mas como pessoa (uma das que mais admiro). Foi um prazer e um privilégio tê-lo como co-orientador, no mestrado e no doutorado, e como amigo, com quem me sinto à vontade para dividir minhas angústias, alegrias e expectativas acadêmicas ou pessoais. Agradeço ao meu orientador, professor José Irineu, pelo apoio em todos os momentos difíceis e pelas reuniões responsáveis pelas definições dos caminhos deste trabalho. Agradeço aos professores que também são referências para mim desde a graduação, em especial, Simone Wajnman, Bernardo Lanza, Laura Wong e Alisson Barbieri. Agradeço à Luciana Luz pelos esclarecimentos metodológicos que me deu na reta final do trabalho.

Agradeço ao CNPq, pelo apoio financeiro, que possibilitou que eu realizasse o curso de doutorado com dedicação exclusiva.

Agradeço aos colegas de corte e àqueles de outras cortes, que se tornaram amigos e parceiros durante a minha trajetória acadêmica. Roberta, Marília, Jarvis, Charles, Tatiana, Juliana, Marcia, Ingrid, Alane, Breno, Gabriela e todos os outros, muito obrigada. Agradeço especialmente ao Jarvis pelo apoio na conclusão deste trabalho e por dividir comigo as experiências pessoais e acadêmicas e à Roberta, por estar sempre presente e disponível para me apoiar.

Agradeço aos amigos da FACE e a todos os funcionários que me acompanharam desde o meu ingresso na faculdade, em especial, Pedrinho, João Batista, Ziltamar, Walter, Joarez, Tadeu e Geraldo Felipe, que sempre estiveram ao meu lado em todos os momentos. Agradeço à Cecília, à Cleuza e ao Sebastião por todo o apoio e pela torcida. Aos demais funcionários da FACE que se tornaram amigos e sempre torceram por mim, meu muito obrigada.

Agradeço aos meus familiares pelo amor e pelo apoio durante todo o período de realização deste trabalho. Ao Stefan agradeço pelo amor, pelo carinho, pela motivação, pelo companheirismo e pela compreensão nos momentos em que precisei estar distante. À minha filha Laura, agradeço pelo amor e pelo apoio, por cuidar da Sofia sempre que precisei e por ter sido sempre uma motivação para que eu buscasse o meu melhor e para que eu progredisse. Agradeço à minha filha Sofia, que não me deu sossego quando eu precisei trabalhar em sua presença, mas me encheu de amor, de alegrias e, também, de motivação para o meu progresso. Agradeço ao meu pai, meu alicerce, que me ensinou a priorizar o que é mais importante na vida e a buscar meu equilíbrio, o que foi fundamental para a conclusão desta tese. Agradeço à minha mãe pelo apoio, pelo carinho e pela torcida. À Márcia, agradeço pela amizade, pela imensa ajuda sempre que precisei de alguém que cuidasse da minha pequena e de mim. Agradeço à Cláudia, por ser outra mãe que a vida me deu e por dedicar tanto amor à minha família. Agradeço aos meus irmãos Déborah, Victor e Matheus, por tornarem minha vida mais alegre e por torcerem sempre pelo meu sucesso. Agradeço à minha tia/irmã Ana Paula, pela cobrança para que eu trabalhasse todos os dias em que nos falávamos durante esta etapa da minha trajetória e pelo amor imenso que me deu durante toda a minha vida. Agradeço à minha avó Cleuza, que tanto amo e que tanto se orgulha da neta estudiosa. Agradeço ao Alex, por torcer por mim. Agradeço à Maria Alice, que me ajudou a compreender e a aprender a lidar com os desafios que apareceram no meu caminho nos últimos anos, além de ter me dedicado seu apoio e carinho por toda a minha vida. Agradeço às minhas vizinhas Carol e Conceição, que sempre estiveram presentes e dispostas a me ajudar. Agradeço, por fim, à pessoa que eu queria que estivesse aqui neste momento e de quem sinto tanta falta: meu avô José João. Nós lutamos muito juntos e tenho certeza de que ele se orgulha das minhas vitórias, da mesma forma como me orgulhei de cada vitória dele. Prometi que ele teria uma neta doutora, que o tempo que dediquei a nós dois durante e após sua internação não me impediria de concluir este trabalho. Minha trajetória sem sua presença física até este momento não foi fácil, mas me motivou a concluir esta etapa, mesmo com todas as adversidades, por você, que é o meu herói, como eu lhe disse durante todos os últimos dias em que estivemos juntos.

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	18
2 REVISÃO DA LITERATURA	24
2.1 A RELAÇÃO ENTRE MIGRAÇÃO E FECUNDIDADE NA LITERATURA INTERNACIONAL E NO BRASIL.....	24
2.2 BREVE HISTÓRICO DAS MIGRAÇÕES NO BRASIL	32
2.3 A PARTICIPAÇÃO FEMININA NAS MIGRAÇÕES NO BRASIL: INDÍCIOS DAS ANÁLISES DAS RAZÕES DE SEXO RURAIS E URBANAS	41
3 DIFERENÇAS OBSERVADAS ENTRE AS MULHERES EM IDADE REPRODUTIVA SEGUNDO CONDIÇÃO MIGRATÓRIA NO ESTADO DE SÃO PAULO ENTRE 1986 E 2010.....	43
3.1 MIGRAÇÃO DE MULHERES EM IDADE REPRODUTIVA EM SÃO PAULO ENTRE 1986 E 2010.....	43
3.2 MESORREGIÕES DE DESTINO DAS IMIGRANTES DENTRO DO ESTADO DE SÃO PAULO.....	49
3.3 CARACTERÍSTICAS DAS MULHERES IMIGRANTES INTERESTADUAIS, MIGRANTES INTRA-ESTADUAIS E NÃO-MIGRANTES DE DATA FIXA EM SÃO PAULO	52
4. ESTIMAÇÃO DOS EFEITOS DA MIGRAÇÃO SOBRE A FECUNDIDADE ATRAVÉS DA APLICAÇÃO DE MÉTODOS DE PAREAMENTO.....	81
4.1 PROPENSITY SCORE MATCHING	82
4.2 COARSENEDED EXACT MATCHING.....	92
4.3 FONTE E TRATAMENTO DOS DADOS.....	94
4.4 DESCRIÇÃO DAS CARACTERÍSTICAS OBSERVÁVEIS DOS GRUPOS DE MULHERES SELECIONADOS PARA A APLICAÇÃO DOS PAREAMENTOS....	98
5. RESULTADOS.....	111
5.1 PROPENSITY SCORE MATCHING	112
5.2 COARSENEDED EXACT MATCHING.....	120

6. CONSIDERAÇÕES FINAIS	132
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	136
ANEXO 1: GRÁFICOS 15 A 23 – VIÉSES PADRONIZADOS ENTRE AS COVARIÁVEIS NO PAREAMENTO POR ESCORES DE PROPENSÃO PSM	143

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

TABELA 1: MIGRANTES INTERESTADUAIS DE DATA FIXA* VIVENDO NO ESTADO DE SÃO PAULO, SEGUNDO REGIÃO DE ORIGEM. MULHERES DE 15 - 49 ANOS, 1991, 2000 E 2010.....	45
TABELA 2: SÃO PAULO - MULHERES DE 15 A 49 ANOS, IMIGRANTES E EMIGRANTES INTERESTADUAIS DE DATA FIXA* E SALDO MIGRATÓRIO, SEGUNDO UF DE ORIGEM/DESTINO, 1991, 2000 E 2010.....	48
TABELA 3: SÃO PAULO – PROPORÇÃO DE MIGRANTES INTRAESTADUAIS E IMIGRANTES INTERESTADUAIS DE DATA FIXA* POR MESORREGIÃO DE DESTINO, MULHERES DE 15 A 49 ANOS, 1991, 2000 E 2010.....	51
TABELA 4: SÃO PAULO - DISTRIBUIÇÃO DAS MULHERES DE 15 A 49 ANOS, POR FAIXA ETÁRIA E CONDIÇÃO MIGRATÓRIA*, 1991, 2000 E 2010.....	55
GRÁFICO 1 - SÃO PAULO: DISTRIBUIÇÃO DAS MULHERES DE 15 A 49 ANOS, POR GRUPOS DE IDADE E CONDIÇÃO MIGRATÓRIA*, 1991	56
GRÁFICO 2 - SÃO PAULO: DISTRIBUIÇÃO DAS MULHERES DE 15 A 49 ANOS, POR GRUPOS DE IDADE E CONDIÇÃO MIGRATÓRIA*, 2000	57
GRÁFICO 3 - SÃO PAULO: DISTRIBUIÇÃO DAS MULHERES DE 15 A 49 ANOS, POR GRUPOS DE IDADE E CONDIÇÃO MIGRATÓRIA*, 2010	57
TABELA 5 - SÃO PAULO: MULHERES DE 15 A 49 ANOS, SEGUNDO COR/RAÇA E CONDIÇÃO MIGRATÓRIA*, 1991, 2000 E 2010	59
TABELA 6 - SÃO PAULO: MULHERES DE 15 A 49 ANOS, SEGUNDO GRUPOS DE ANOS DE ESTUDO E CONDIÇÃO MIGRATÓRIA*, 1991, 2000 E 2010.....	61
GRÁFICO 4: SÃO PAULO - MULHERES DE 15 A 49 ANOS, SEGUNDO NÍVEL DE INSTRUÇÃO E CONDIÇÃO MIGRATÓRIA*, 1991	62
GRÁFICO 5: SÃO PAULO - MULHERES DE 15 A 49 ANOS, SEGUNDO NÍVEL DE INSTRUÇÃO E CONDIÇÃO MIGRATÓRIA*, 2000	62

GRÁFICO 6: SÃO PAULO - MULHERES DE 15 A 49 ANOS, SEGUNDO NÍVEL DE INSTRUÇÃO E CONDIÇÃO MIGRATÓRIA*, 2010.....	63
TABELA 7 - SÃO PAULO: MULHERES DE 15 A 49 ANOS, SEGUNDO SITUAÇÃO CONJUGAL ATUAL E CONDIÇÃO MIGRATÓRIA*, 1991, 2000 E 2010.....	64
TABELA 8 - SÃO PAULO: MULHERES DE 15 A 49 ANOS, SEGUNDO RELAÇÃO COM O RESPONSÁVEL PELO DOMICÍLIO E CONDIÇÃO MIGRATÓRIA*, 1991, 2000 E 2010.....	66
TABELA 9 - SÃO PAULO: PARTURIÇÃO MÉDIA POR GRUPO ETÁRIO SEGUNDO CONDIÇÃO MIGRATÓRIA*. MULHERES DE 15 A 49 ANOS, 1991, 2000 E 2010.....	71
TABELA 10 - SÃO PAULO: MULHERES DE 15 A 49 ANOS, SEGUNDO CONDIÇÃO MIGRATÓRIA* E FAIXAS DE RENDIMENTO DO TRABALHO PRINCIPAL EM SALÁRIOS-MÍNIMOS, 1991, 2000 E 2010.....	74
GRÁFICO 7 - SÃO PAULO: MULHERES DE 15 A 49 ANOS, SEGUNDO CONDIÇÃO MIGRATÓRIA* E FAIXAS DE RENDIMENTO DO TRABALHO PRINCIPAL EM SALÁRIOS-MÍNIMOS, 1991.....	75
GRÁFICO 8 - SÃO PAULO: MULHERES DE 15 A 49 ANOS, SEGUNDO CONDIÇÃO MIGRATÓRIA* E FAIXAS DE RENDIMENTO DO TRABALHO PRINCIPAL EM SALÁRIOS-MÍNIMOS, 2000.....	75
GRÁFICO 9 - SÃO PAULO: MULHERES DE 15 A 49 ANOS, SEGUNDO CONDIÇÃO MIGRATÓRIA* E FAIXAS DE RENDIMENTO DO TRABALHO PRINCIPAL EM SALÁRIOS-MÍNIMOS, 2010.....	76
TABELA 11 - SÃO PAULO: MULHERES DE 15 A 49 ANOS, SEGUNDO FAIXAS DE RENDIMENTO NOMINAL MENSAL FAMILIAR PER CAPITA (EM SALÁRIOS-MÍNIMOS*) E CONDIÇÃO MIGRATÓRIA**, 1991.....	78
TABELA 12 - SÃO PAULO: MULHERES DE 15 A 49 ANOS, SEGUNDO FAIXAS DE RENDIMENTO NOMINAL MENSAL DOMICILIAR PER CAPITA (EM SALÁRIOS-MÍNIMOS*) E CONDIÇÃO MIGRATÓRIA**, 1991.....	78

TABELA 13 - SÃO PAULO: MULHERES DE 15 A 49 ANOS, SEGUNDO FAIXAS DE RENDIMENTO NOMINAL MENSAL DOMICILIAR PER CAPITA (EMA SALÁRIOS-MÍNIMOS) E CONDIÇÃO MIGRATÓRIA**, 2000.....	80
TABELA 14 - SÃO PAULO: MULHERES DE 15 A 49 ANOS, SEGUNDO FAIXAS DE RENDIMENTO NOMINAL MENSAL DOMICILIAR PER CAPITA (EM SALÁRIOS-MÍNIMOS) E CONDIÇÃO MIGRATÓRIA, 2010	80
QUADRO 1: GRUPOS DE COMPARAÇÃO E EFEITO CAPTADO EM CADA COMPARAÇÃO	97
GRÁFICO 10: DISTRIBUIÇÃO ETÁRIA DAS MULHERES POR GRUPOS SELECIONADOS SEGUNDO CONDIÇÃO MIGRATÓRIA, 2010.....	100
GRÁFICO 11: DISTRIBUIÇÃO POR COR/RAÇA DAS MULHERES POR GRUPOS SELECIONADOS SEGUNDO CONDIÇÃO MIGRATÓRIA, 2010.....	104
GRÁFICO 12: MULHERES, POR GRUPOS SELECIONADOS SEGUNDO CONDIÇÃO MIGRATÓRIA E GRUPOS DE ANOS DE ESTUDO, 2010	106
TABELA 15 - PARTURIÇÃO MÉDIA POR GRUPO ETÁRIO, MULHERES DE 15 A 49 ANOS, GRUPOS SELECIONADOS SEGUNDO CONDIÇÃO MIGRATÓRIA, SP E NE, 2010	107
GRÁFICO 13: PARTURIÇÃO, POR GRUPOS ETÁRIOS E GRUPOS SELECIONADOS SEGUNDO CONDIÇÃO MIGRATÓRIA, 2010.....	109
TABELA 16 - PROPORÇÃO DE MULHERES QUE VIVIAM COM CÔNJUGE, POR GRUPO ETÁRIO, GRUPOS SELECIONADOS SEGUNDO CONDIÇÃO MIGRATÓRIA, SP E NE, 2010.....	110
TABELA 18 - MODELOS LOGIT DE ESTIMAÇÃO DOS ESCORES DE PROPENSÃO, SEGUNDO PARES DE GRUPOS COMPARADOS.....	114
TABELA 19 - PSM: ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DOS GRUPOS DE CONTROLE E TRATAMENTO ANTES E DEPOIS DO PAREAMENTO, SEGUNDO PARES DE GRUPOS COMPARADOS.....	115

TABELA 20 - PSM: NÚMERO DE OBSERVAÇÕES UTILIZADAS PARA O PAREAMENTO NOS GRUPOS DE TRATAMENTO E CONTROLE, NA REGIÃO DE SUPORTE COMUM, SEGUNDO PARES DE GRUPOS COMPARADOS.....	116
TABELA 21 - PSM: EFEITO MÉDIO DO TRATAMENTO NO TRATADO (ATT) SOBRE A CHANCE DE TER TIDO FILHO NASCIDO VIVO NOS 12 MESES ANTERIORES À DATA DE REFERÊNCIA DO CENSO 2010, SEGUNDO PARES DE GRUPOS COMPARADOS.....	119
TABELA 22 - CEM: NÚMERO DE OBSERVAÇÕES UTILIZADAS NOS GRUPOS DE TRATAMENTO E CONTROLE E ESTATÍSTICAS-RESUMO DO PAREAMENTO, SEGUNDO PARES DE GRUPOS COMPARADOS.....	121
TABELA 23 - CEM: MEDIDAS DE DESEQUILÍBRIO UNIVARIADO PARA OS MODELOS ESTIMADOS SEGUNDO PARES DE GRUPOS COMPARADOS*.....	122
TABELA 24 - CEM: EFEITO MÉDIO DO TRATAMENTO NO TRATADO (ATT)* SOBRE A CHANCE DE TER TIDO FILHO NASCIDO VIVO NOS 12 MESES ANTERIORES À DATA DE REFERÊNCIA DO CENSO 2010, SEGUNDO PARES DE GRUPOS COMPARADOS.....	123
TABELA 25 - CEM: NÚMERO DE OBSERVAÇÕES UTILIZADAS NOS GRUPOS DE TRATAMENTO E CONTROLE E ESTATÍSTICAS-RESUMO DO PAREAMENTO, SEGUNDO PARES DE GRUPOS COMPARADOS.....	125
TABELA 26 - CEM: MEDIDAS DE DESEQUILÍBRIO UNIVARIADO PARA OS MODELOS ESTIMADOS SEGUNDO PARES DE GRUPOS COMPARADOS.....	126
TABELA 27 - CEM: EFEITO MÉDIO DO TRATAMENTO NO TRATADO (ATT)* SOBRE A CHANCE DE TER TIDO FILHO NASCIDO VIVO NOS 12 MESES ANTERIORES À DATA DE REFERÊNCIA DO CENSO 2010, SEGUNDO PARES DE GRUPOS COMPARADOS.....	130

QUADRO 2: GRUPOS DE “TRATAMENTO” E “CONTROLE”, DIFERENCIAIS NA PROBABILIDADE DE TER GERADO UM NASCIMENTO NOS 12 MESES ANTERIORES À DATA DE REFERÊNCIA DO CENSO DEMOGRÁFICO DO BRASIL DE 2010 E HIPÓTESE DE EFEITO DA MIGRAÇÃO SOBRE A FECUNDIDADE RELACIONADA.....	131
GRÁFICO A 1: VIÉS PADRONIZADO ENTRE AS COVARIÁVEIS (%) – COMPARAÇÃO ENTRE OS GRUPOS 1 E 2.....	143
GRÁFICO A 2: VIÉS PADRONIZADO ENTRE AS COVARIÁVEIS (%) – COMPARAÇÃO ENTRE OS GRUPOS 1 E 3.....	144
GRÁFICO A 3: VIÉS PADRONIZADO ENTRE AS COVARIÁVEIS (%) – COMPARAÇÃO ENTRE OS GRUPOS 1 E 4.....	144
GRÁFICO A 4: VIÉS PADRONIZADO ENTRE AS COVARIÁVEIS (%) – COMPARAÇÃO ENTRE OS GRUPOS 5 E 1.....	145
GRÁFICO A 5: VIÉS PADRONIZADO ENTRE AS COVARIÁVEIS (%) – COMPARAÇÃO ENTRE OS GRUPOS 5 E 3.....	145
GRÁFICO A 6: VIÉS PADRONIZADO ENTRE AS COVARIÁVEIS (%) – COMPARAÇÃO ENTRE OS GRUPOS 3 E 4.....	146
GRÁFICO A 7: VIÉS PADRONIZADO ENTRE AS COVARIÁVEIS (%) – COMPARAÇÃO ENTRE OS GRUPOS 5 E 2.....	146
GRÁFICO A 8: VIÉS PADRONIZADO ENTRE AS COVARIÁVEIS (%) – COMPARAÇÃO ENTRE OS GRUPOS 3 E 2.....	147
GRÁFICO A 9: VIÉS PADRONIZADO ENTRE AS COVARIÁVEIS (%) – COMPARAÇÃO ENTRE OS GRUPOS 5 E 4.....	147

RESUMO

A proposta desta tese foi contribuir para a discussão acerca dos efeitos da migração sobre a fecundidade das mulheres migrantes no Brasil, além de apresentar lacunas existentes na literatura sobre o tema e comparar a aplicação de dois métodos distintos de pareamento geralmente utilizados para avaliações de impacto. Para isto, buscou-se captar efeitos da migração de mulheres naturais da Região Nordeste para o estado de São Paulo sobre a fecundidade. Os métodos *Propensity Score Matching (PSM)* e *Coarsened Exact Matching (CEM)* foram aplicados com o objetivo de parear mulheres de condições migratórias distintas, mas com características observáveis muito semelhantes e, então, comparar suas fecundidades correntes, representadas pela probabilidade de terem gerado filhos nascidos vivos nos 12 meses anteriores à data de referência do Censo Demográfico Brasileiro de 2010. A escolha de dois métodos distintos para a realização das mesmas estimativas teve objetivo didático, para comparar a simplicidade da aplicação e os resultados gerados por eles. Os grupos de mulheres comparados, de imigrantes naturais dos estados da Região Nordeste em São Paulo, de não-migrantes naturais e residentes na região Nordeste e não-migrantes naturais e residentes no estado de São Paulo, foram selecionados com o objetivo de reduzir o máximo possível as diferenças relativas ao contexto de migração. Os resultados dos pareamentos finais, feitos através do método CEM, mostraram evidências de ruptura da fecundidade devido à migração e de assimilação do comportamento reprodutivo das mulheres do local de destino por parte das imigrantes com maior tempo de residência em São Paulo. A comparação entre os métodos de pareamento demonstrou as vantagens do *Coarsened Exact Matching* em relação ao *Propensity Score Matching*, devido especialmente à simplicidade operacional do CEM, que foi fundamental para a obtenção dos resultados incluindo todas as variáveis necessárias.

Palavras-chave: Fecundidade, Migração, Pareamento, Propensity Score Matching, Coarsened Exact Matching.

ABSTRACT

This dissertation compared the differences in fertility amongst groups of women with distinct migration status by using two different matching methods: the Propensity Score Matching (PSM) and the Coarsened Exact Matching (CEM). The current fertility was represented by the probability of having an alive born child in the 12 months prior to the reference date of the Brazilian Demographic Census of 2010. Immigrant women born in the Northeast region of Brazil but living in the state of São Paulo, non-migrant women born and living in São Paulo and non-migrant women born and living in the states of the Northeast region during the census date were selected in order to control the migration context differences as much as possible. The final matching results obtained by the use of the CEM method showed evidences of disruption of fertility due to migration and evidences of fertility behavior assimilation of the destiny place by the northeastern immigrant women with a larger time of residence in São Paulo. The comparison between the matching methods showed the advantages of the Coarsened Exact Matching relatively to Propensity Score Matching. That was due specially to the operational simplicity of the CEM, which was crucial for obtaining the results with all the necessary variables.

Keywords: Fertility, Migration, Matching, Propensity Score Matching, Coarsened Exact Matching.

1 INTRODUÇÃO

A Demografia é uma ciência fundamental para nortear ações de planejamento público e privado. As formas como ocorrem as mudanças demográficas nos diversos contextos sociais e econômicos existentes no mundo são objeto de um grande número de estudos e instigam a curiosidade de muitos pesquisadores, que consomem várias horas de seus dias com o intuito de ajudar a elucidar fatores e relações que afetam e são afetados pela composição e a distribuição da população em diversos níveis e escalas de análise. Conhecer os efeitos das mudanças demográficas sobre a economia atual e futura, por exemplo, tornou-se cada vez mais relevante, num contexto no qual a parcela de países economicamente mais influentes do mundo está cada dia mais preocupada com o envelhecimento populacional e a “sustentabilidade” de suas sociedades nesse cenário. Dessa forma, é impossível negar que a demanda por produtos do estudo da Demografia, como as projeções populacionais, tende a ser cada vez mais exigente e criteriosa. Da mesma maneira, alternativas para minimizar os efeitos negativos do envelhecimento sobre a sociedade são fortemente demandadas por gestores e formuladores de políticas públicas.

Seja para as projeções populacionais, para os estudos sobre os efeitos do envelhecimento na sociedade ou para outras questões, a Demografia traz, como componente fundamental, além da fecundidade e da mortalidade, a migração. Especialmente em contextos de transição demográfica avançada, que apresentam baixas taxas de fecundidade e mortalidade, a migração adquire papel de destaque na determinação da composição e da distribuição da população. A alternativa conhecida como migração de reposição sugere a imigração de pessoas estrangeiras como uma das saídas para os países que se encontram em estágio avançado na transição demográfica e já enfrentam os desafios de terem contingentes populacionais em idade produtiva diminuindo em relação ao crescente número de pessoas idosas (BLANCHET, 1989). Entretanto, além de possíveis efeitos indesejados associados à migração de reposição serem mencionados na literatura (COLEMAN, 2000; 2001), existe o argumento de que o

incentivo à imigração não solucionaria o problema do envelhecimento: as taxas de imigração em diversos países europeus deveriam ser aumentadas em grandes e inalcançáveis proporções para que a taxa de suporte (razão entre a população de 15 a 64 anos e a população de 65 anos e mais) permanecesse constante nos próximos anos, mas, mesmo assim, essa hipótese causaria problemas relacionados ao forte crescimento populacional (BLANCHET, 1989; UNITED NATIONS, 2000). Além disso, a possibilidade de assimilação do comportamento reprodutivo dos locais de destino pelas imigrantes pode exacerbar a falha da migração de reposição na solução do problema (UNITED NATIONS, 2000:15). Dessa forma, seria impossível manter as taxas de suporte das economias européias constantes através de uma reação instantânea via migração de reposição, mas essa alternativa pode ser um dos ingredientes numa abordagem diversificada, na qual deveriam ser tomadas várias outras medidas, como as econômicas e aquelas reestruturadoras dos arranjos de seguridade social, vistas como poderosos “remédios” para esse problema, apesar de seus efeitos não duradouros (LESTHAEGHE, 2000).

Questões como essas trazem à tona outro objeto de estudo da Demografia: a forma como a migração afeta a fecundidade. Será que a fecundidade das imigrantes reflete os padrões de seus locais de origem? Será que essas mulheres se adaptam e terminam por adotar os padrões observados nos locais de destino? Será que ocorre algum tipo de ruptura temporária com os padrões da origem devido à migração? Existe um padrão de variação no comportamento reprodutivo associado à migração ou seus efeitos sobre a fecundidade são diferentes em cada caso?

O ato de migrar pode afetar a fecundidade de diversas maneiras, sendo quatro as formas frequentemente citadas na literatura: através da socialização, da adaptação, da ruptura e da seletividade. No primeiro caso, a fecundidade das mulheres após a migração permaneceria inalterada, refletindo os padrões dos locais de origem. Somente a geração de filhas das migrantes, através da socialização nos locais de destino, passariam a apresentar os padrões neles observados. No caso da adaptação, haveria pouca diferença entre os padrões de fecundidade das migrantes e das não-migrantes, uma vez que as primeiras

tenderiam a adaptar seus comportamentos reprodutivos de acordo com os observados nos locais de destino, especialmente quanto maior fosse o tempo de residência. A hipótese de ruptura pressupõe que a fecundidade das migrantes seria interrompida imediatamente após a migração, devido a fatores relacionados ao ato de migrar, tais como a separação temporária dos companheiros, estresse, entre outros. No caso da seletividade, pressupõe-se que as mulheres que migram possuem, antes de migrar, características similares às daquelas das não-migrantes nos locais de destino. Assim, a convergência dos níveis de fecundidade nesses locais ocorreria não porque as migrantes se adaptaram, mas sim porque já haviam sido selecionadas na origem as mulheres com fecundidade mais baixa. (KULU, 2003)

Dada a importância da compreensão dos efeitos da migração sobre a fecundidade para o melhor entendimento da dinâmica populacional de países em transição demográfica, como é o caso do Brasil, tornam-se relevantes os estudos comparativos da fecundidade de mulheres migrantes e não-migrantes em diversos contextos, inclusive de migração interna. Ainda que resultados de trabalhos com foco em determinadas unidades geográficas do País não possam ser extrapolados para o Brasil, como um todo, eles são importantes na medida em que podem demonstrar a existência de efeitos da migração sobre a fecundidade no cenário interno, contribuindo para a geração de produtos mais robustos da Demografia, como as projeções populacionais, que podem passar a incorporar esses efeitos, fazendo uso de novas técnicas para projetar a fecundidade de migrantes.

O objetivo desta tese é comparar os resultados de dois métodos de pareamento, o *Propensity Score Matching* e o *Coarsened Exact Matching*, para estimar as diferenças de fecundidade corrente (na probabilidade de ter tido filho nascido vivo nos 12 meses anteriores à data de referência do censo) existentes entre mulheres selecionadas segundo naturalidade (de São Paulo ou de estados da Região Nordeste) e condição migratória.

A relevância deste trabalho reside, em parte, no pouco conhecimento existente na literatura sobre como ocorre a relação entre migração e fecundidade no Brasil, entre e dentro de seus estados, e também sobre como a interação entre essas

variáveis pode afetar a dinâmica populacional no País. Por concentrar as análises em São Paulo, estado brasileiro que, historicamente, destacou-se como motivador dos principais fluxos regionais de destino de migrantes internos no território, assim como na Região Nordeste, sua maior fornecedora de população, o trabalho é uma contribuição para o melhor entendimento dos possíveis efeitos da migração sobre a dinâmica demográfica, pouco ou não explorados nos modelos demográficos aplicados ao caso brasileiro.

Além disso, a análise contribui para o melhor planejamento das políticas públicas, uma vez que um dos principais produtos da Demografia utilizados pelos gestores públicos, as já mencionadas projeções populacionais, podem sofrer vieses consideráveis devido ao desconhecimento das formas como ocorre a interação entre variáveis demográficas. No caso de existência de seletividade na migração de mulheres, relacionada à fecundidade, os locais de destino podem experimentar pressões não previstas em serviços públicos, caso as imigrantes apresentem níveis de fecundidade muito superiores àqueles das não-migrantes e sejam parte considerável da população estudada. Os locais de origem, dependendo da magnitude dos fluxos migratórios de saída de mulheres em idade reprodutiva, podem ter os níveis de fecundidade afetados, assim como suas taxas de crescimento populacional e, conseqüentemente, suas estruturas etárias futuras. Por outro lado, se a fecundidade das mulheres no local de destino é inferior àquela das imigrantes, e estas assimilam o comportamento reprodutivo das primeiras, os níveis de fecundidade na população como um todo, considerando tanto a origem quanto o destino, podem ser reduzidos. Nesse caso, a migração feminina poderia contribuir para a aceleração do processo de transição demográfica no País.

O problema de pesquisa é significativo, também, porque os poucos trabalhos existentes sobre o tema apresentam resultados divergentes e não conclusivos. A análise de Signorini (2012) para as mesorregiões de Minas Gerais, que compara a fecundidade das imigrantes intraestaduais com a fecundidade das não-migrantes nos locais de destino, sugere que os níveis de fecundidade foram mais elevados para as imigrantes de data fixa quando comparados aos níveis das não-migrantes em quase todas as mesorregiões nos dois períodos estudados (1986-

1991 e 1995-2000). Já os resultados de Gomes et al. (2012), com base em dados do Censo Demográfico de 2010, sugerem que, no Distrito Federal, as mulheres imigrantes de data fixa apresentaram níveis menores de fecundidade e se tornam mães mais novas quando comparadas às não-migrantes. Os resultados distintos entre os dois estudos podem estar relacionados às diferenças, nas unidades territoriais de análise, nas características das imigrantes nas duas regiões e também aos desenhos de pesquisa.

Outra contribuição da tese é a aplicação de modelos de inferência causal para a estimação dos efeitos da migração sobre os diferenciais de fecundidade corrente entre grupos heterogêneos de mulheres, segundo condição migratória, buscando uma relação de causalidade entre a migração e a fecundidade, o que é uma inovação. Tais métodos são geralmente utilizados nas ciências sociais para estimar os efeitos de políticas públicas sobre grupos de indivíduos que recebem determinado tratamento, em comparação com indivíduos que não o receberam, mas podem ser comparados ao grupo tratado por serem muito semelhantes a ele nas características observadas. No caso deste trabalho, busca-se comparar a fecundidade corrente (probabilidade de ter tido filho nascido vivo nos 12 meses anteriores à data de referência do censo) de grupos de mulheres diferentes em relação à condição migratória, mas muito semelhantes em determinadas características, visando eliminar os efeitos dos diferenciais nessas características sobre os diferenciais de fecundidade observados. Para isto, utilizando dados do Censo Demográfico brasileiro de 2010, serão comparados os resultados das estimações utilizando os métodos de pareamento por escores de propensão (PSM, de *Propensity Score Matching*) e o *Coarsened Exact Matching* (CEM). A escolha de tais métodos deve-se ao fato de que estimadores de pareamento têm se tornado populares como ferramentas flexíveis para a estimação de efeitos de tratamento em estudos observacionais, sendo amplamente difundidos nas ciências sociais (GANGL, 2015). O PSM foi o primeiro método escolhido para atender aos objetivos deste trabalho, por possibilitar a criação de grupos de mulheres comparáveis através da estimação de uma única variável, o escore de propensão, calculado com base nas características observáveis selecionadas e através do qual os grupos de comparação seriam pareados. Dessa forma, as diferenças nos resultados de fecundidade das mulheres se dariam devido às suas

diferentes condições migratórias, o que poderia revelar o efeito da migração sobre a fecundidade no contexto estudado. Entretanto, existe o argumento de que o método PSM pode aumentar o desequilíbrio entre os grupos de comparação, ao invés de reduzi-lo, frequentemente produzindo resultados sem sentido e que se aproximam do pareamento aleatório, o que não ocorreria no pareamento realizado através da aplicação do método CEM que, por outro lado, geraria resultados mais robustos, sofrendo menos dependência da especificação do modelo (KING e NIELSEN, 2016). Ao realizar estimações usando os dois métodos de pareamento mencionados, o trabalho contribui, também, para a discussão metodológica sobre a aplicação dessa classe de métodos e as diferenças nos seus resultados.

Além desta introdução, o trabalho contém as seções descritas a seguir. O Capítulo 2, Revisão da literatura, é subdividido em 3 seções: a primeira apresenta como a relação entre migração e fecundidade é abordada na literatura internacional e no Brasil, enquanto a segunda traz um breve histórico das migrações no País e a terceira aborda a participação feminina nas migrações no Brasil, com base em análises das razões de sexo rurais e urbanas. O Capítulo 3 apresenta as diferenças, em características sociodemográficas selecionadas, entre as mulheres em idade reprodutiva e que viveram em São Paulo entre 1986 e 2010, de acordo com a condição migratória, por intervalos de data fixa no período mencionado. O Capítulo 4 apresenta os métodos de pareamento utilizados no trabalho (*Propensity Score Matching* e *Coarsened Exact Matching*), a fonte e o tratamento dos dados e a descrição das características observáveis dos grupos de mulheres selecionados. O Capítulo 5 traz os resultados dos modelos estimados e o Capítulo, traz as considerações finais do trabalho.

2 REVISÃO DA LITERATURA

2.1 A RELAÇÃO ENTRE MIGRAÇÃO E FECUNDIDADE NA LITERATURA INTERNACIONAL E NO BRASIL

Devido a preocupações como a citada no exemplo sobre migração de reposição, a fecundidade das mulheres imigrantes tem recebido maior atenção nos casos de movimentos migratórios internacionais, especialmente naqueles em que existem diferenças culturais significativas entre os migrantes e a sociedade que os acolhe. Fargues (2011) explorou a relação entre transição demográfica e migração internacional, examinando como o movimento migratório pode afetar as taxas de natalidade através da disseminação de ideias entre migrantes e não-migrantes. Analisando as correlações entre o estágio da transição demográfica e a direção da migração internacional, os resultados do autor sugerem que as migrantes internacionais que se dirigiram ao Ocidente transmitiram às não-migrantes nos países de origem os valores e práticas que contribuíram para a transição de altas para baixas taxas de natalidade.

Andersson (2004), por sua vez, analisou os padrões de fecundidade das imigrantes internacionais na Suécia entre 1960 e 1990, concluindo que a migração e a formação das famílias são processos inter-relacionados e que o tempo decorrido após o processo migratório é uma variável importante quando se pretende estudar a fecundidade de imigrantes.

Mussino e Strozza (2012) estudaram o risco de mulheres de diferentes nacionalidades, imigrantes na Itália entre 2003 e 2006, terem o primeiro filho. Os resultados das análises no nível macro e no nível individual sugerem que o fator que mais influencia e explica a forte heterogeneidade no comportamento reprodutivo das imigrantes estrangeiras é o *background* do país de origem.

White e Potter (2012), por outro lado, abordaram os efeitos da migração masculina sobre a fecundidade do local de origem. Utilizando dados do Censo Demográfico mexicano de 2000, os autores examinaram a relação entre o nível

de migração e a fecundidade total, além da proporção de mulheres casadas em sete estados mexicanos, tradicionalmente emissores de população para o exterior. Os resultados do estudo confirmam a existência de menores taxas de fecundidade em áreas de elevada emigração, mas demonstram que não existe relação entre o nível de fecundidade marital e o nível de emigração, o que indica que baixas proporções de mulheres casadas respondem pela baixa fecundidade total em municípios de elevada emigração. Além disso, o nível de migração também demonstrou uma associação independente com o casamento, sugerindo que possa existir mudança de ideias em torno da formação familiar nas áreas de migração elevada.

Um estudo interessante, abordando os efeitos da migração sobre o crescimento populacional de longo prazo, foi desenvolvido por Javique et al. (2013) para o caso cubano, que apresenta baixas taxas de mortalidade e fecundidade há décadas e tem a emigração de pessoas como um dos principais determinantes da dinâmica demográfica. Segundo os autores, uma vez que os emigrantes cubanos são predominantemente jovens e existe tendência à feminização dos fluxos migratórios, ocorre perda de mulheres em idade reprodutiva, o que, associado à baixa fecundidade já observada em Cuba, tende a agravar a situação do crescimento populacional futuro do País. Os resultados apresentados por Javique et al. (2013) sugerem que a manutenção dos padrões demográficos, atualmente observados no território cubano, fará com que as gerações de filhas nascidas a cada geração seja insuficiente para repor a geração das suas mães, cenário este agravado pela situação migratória da região que, apesar de apresentar algumas províncias com redução da velocidade de diminuição da população, devido à entrada de pessoas via migração interna, tem nessas mesmas províncias os locais de maior expulsão de mulheres em idade reprodutiva para o exterior.

Apesar da importância de se conhecer como o movimento migratório internacional afeta o comportamento reprodutivo das mulheres que se deslocam, especialmente em casos como o cubano, esclarecer a associação entre migração e fecundidade no caso das migrações internas também é extremamente importante para a realização de projeções populacionais mais robustas e para o planejamento das políticas públicas futuras de países que apresentam grande

volume de fluxos migratórios dentro de seus territórios, como ocorre no Brasil. Estudos que abordam os efeitos da migração interna sobre a fecundidade foram realizados para diversos países, encontrando resultados variados.

Com base no Censo Demográfico da Tailândia de 1970, Goldstein e Goldstein (1981) utilizaram o Método dos Filhos Próprios¹ para estimar os níveis de fecundidade corrente de migrantes e não-migrantes internas no ano anterior ao censo. Seus resultados sugerem que, na população em questão, a migração tenha sido seletiva para mulheres de baixa fecundidade e/ou que o próprio processo de migração tenha interrompido a maternidade. Além disso, parece ter existido um efeito no sentido de aumentar a fecundidade das mulheres após a migração, para os níveis das mulheres não-migrantes. Os autores também observaram a forte influência da variável residência urbana, de modo que, mesmo que a fecundidade das migrantes de áreas rurais em locais de destino urbanos após a migração fosse superior ao nível anterior ao deslocamento, ela não se aproximaria dos altos níveis de fecundidade daquelas mulheres que permaneceram nas áreas rurais. Concomitantemente, as migrantes urbanas para as áreas rurais mantiveram a característica de baixa fecundidade de seus locais de origem, após a migração. Ainda de acordo com os autores, uma vez que a fecundidade tivesse sido atrasada ou interrompida, seria pouco provável que os níveis elevados de fecundidade iniciados anteriormente fossem novamente alcançados.

Posteriormente a esse estudo, Goldstein e Goldstein (1984) analisaram a significância da interação entre migração e fecundidade para o processo de urbanização na Malásia. Os autores utilizaram o *Malaysian Family Life Survey* de 1976-1977, que fornece informações de extensas histórias de vida coletadas entre mulheres residentes no País. Os resultados do trabalho sugerem que, no período estudado, as imigrantes internas de diversas etnias na Malásia se

¹ O Método dos Filhos Próprios permite a estimação da fecundidade em anos anteriores ao ano da pesquisa utilizada como fonte dos dados básicos. Através de projeções retrospectivas, são estimados, para cada ano anterior ao da pesquisa, o número de nascimentos, segundo a idade da mãe, e o número de mulheres por idade. Os filhos que não foram alocados proporcionalmente entre as mulheres são distribuídos, enquanto os não-sobreviventes são recuperados por meio da projeção retrospectiva dos filhos sobreviventes.

adaptaram ao comportamento de fecundidade de seus locais de destino. Além disso, os autores encontraram indícios de que tenha ocorrido seleção na migração feminina para grandes cidades, já que a fecundidade de imigrantes nos grandes centros urbanos era cerca de 20% inferior à média das não-migrantes nas áreas rurais e pequenas áreas urbanas, de onde muitas delas saíram. Outros resultados importantes do estudo apontaram para fatores como a relevância do tempo de residência no destino, sugerindo que a migração parece ter tido menos importância na determinação dos níveis de fecundidade após o primeiro ano do intervalo migratório; o fato de que os diferenciais de fecundidade entre migrantes estão relacionados ao sentido do movimento migratório (se rural-urbano ou urbano-urbano) e à etnia das mulheres; a maior propensão a migrar das mulheres quanto menor é o número de filhos (seletividade); a redução da fecundidade devido a repetidos movimentos migratórios de mulheres entre 20 e 39 anos; a influência da migração entre dois eventos (como entre o casamento e o nascimento do primeiro filho ou entre o nascimento do primeiro e do segundo filho) sobre o intervalo de tempo entre os eventos interrompidos pela migração (ruptura); a semelhança entre a fecundidade das mulheres migrantes no quinto ano após a migração e a fecundidade das não-migrantes no local de destino (adaptação).

No caso do Brasil, pouco se sabe sobre a forma como a migração afeta a fecundidade. O trabalho de Rosen e Simmons (1971), realizado no início da transição da fecundidade brasileira, entrevistou 726 mulheres casadas e com filhos, em cinco comunidades da Região Sudeste, sendo quatro no estado de São Paulo e uma em Minas Gerais, nas cidades de São Paulo (SP), Americana (SP), Pouso Alegre (MG), São Luiz do Paraitinga (SP) e Boa Vista (SP), nos anos entre 1963 e 1965, com o objetivo de determinar atitudes variadas, experiências de trabalho, participação nas decisões familiares, ideais de fecundidade e fecundidade corrente das entrevistadas no momento da pesquisa. Segundo os autores, as famílias eram menores nas cidades industriais em todos os níveis sociais, quando comparadas às famílias dos níveis sociais mais baixos nas cidades não-industriais. Nestas cidades, a fecundidade apresentou relação inversa com o nível social. Além disso, o estudo encontrou associação entre baixos níveis de fecundidade e variáveis como escolaridade, bons contatos

sociais, empregos mais qualificados e maior igualdade na tomada de decisões na família, concluindo que padrões modernos de interação entre as mulheres e seus maridos estavam relacionados a ideais de famílias menores e baixa fecundidade. No mesmo ano em que Rosen e Simmons (1971) realizaram essa análise da fecundidade no Brasil, Lutaka et al. (1971) estudaram os fatores que afetaram a fecundidade de nativos e migrantes acima de 18 anos em áreas urbanas brasileiras², utilizando dados da Biblioteca de Dados Internacionais, da Universidade da Califórnia/Berkeley, obtidos através da pesquisa intitulada “*Urbanization and Industrialization in Six Brazilian Cities*”. Foram removidos da amostra todos os indivíduos estrangeiros, os não casados (sob a justificativa de que o principal objetivo da pesquisa era a fecundidade) e os casados mais de uma vez (já que eles apresentariam um padrão de tamanho de família diferenciado). Além disso, as respostas dadas por mulheres à pesquisa não foram incluídas, uma vez que a condição social, que foi uma das variáveis estudadas, era baseada na ocupação do indivíduo e a maior parte das mulheres entrevistadas não trabalhava. Restaram, dessa forma, 1280 casos incluídos na pesquisa. As demais variáveis utilizadas foram educação, cor, condição migratória e tamanho do local de nascimento, e a fecundidade foi mensurada como o número de filhos tidos pelo indivíduo. Os autores analisaram médias para obterem uma figura geral do padrão de fecundidade da população total e de nativos e migrantes, além de regressão múltipla para estimar o efeito das variáveis selecionadas e determinar suas respectivas significâncias quando todas as outras permaneciam constantes. De acordo com os resultados de Lutaka et al. (1971), os imigrantes levavam consigo seus padrões de fecundidade, mas tendiam a absorver os padrões mais baixos das áreas urbanas à época do estudo, que foi marcada pela migração rural-urbana (MARTINE E CAMARGO, 1984). Tais mudanças no comportamento reprodutivo dos migrantes estariam relacionadas à cidade de destino, ao *background* social e ao tempo de residência na área urbana. Além disso, os autores concluíram que, embora não houvesse influência das comunidades de nascimento dos migrantes na determinação do número de filhos que eles tiveram, seu *background* de classe social e a idade à migração

²São Paulo, Rio de Janeiro, Belo Horizonte, Juiz de Fora, Volta Redonda e Americana.

foram bastante significativos, fazendo com que o nível da classe social que eles adquiriram nas cidades de destino fosse determinante do seu comportamento reprodutivo. Relacionando os resultados do estudo a uma possível, à época, queda da fecundidade no Brasil após a década de 1970, os autores afirmaram que um considerável declínio na migração em massa seria necessário para que houvesse qualquer efeito continuado de redução das taxas de fecundidade nas áreas urbanas brasileiras, suposição que, posteriormente, mostrou-se incorreta, já que a fecundidade caiu de forma sistemática tanto nas áreas urbanas, quanto nas áreas rurais, sem que houvesse redução do volume das migrações para os centros urbanos brasileiros. De fato, esses fluxos foram intensificados nos anos 1970, fazendo com que o País apresentasse uma perda de 15,6 milhões de pessoas do campo, em direção aos centros urbanos, valor superior aos 13,5 milhões observados na década anterior (MARTINE E CAMARGO, 1984). Se levarmos em conta que o comportamento reprodutivo das migrantes era marcado por taxas mais elevadas de fecundidade e que elas tenderiam a aumentar as taxas de fecundidade dos centros urbanos ao migrar, a colocação de Lutaka et al. (1971) seria correta. Entretanto, se pensarmos no Brasil como um todo, a possibilidade mencionada pelos autores, de assimilação da baixa fecundidade dos nativos pelos migrantes, tenderia a reduzir a fecundidade no País, acelerando a incipiente (à época do estudo) transição demográfica brasileira.

Mais de uma década após o estudo de Lutaka et al. (1971), Hertz (1985) utilizou dados de uma subamostra da PNAD de 1976, composta por 27.314 mulheres casadas, no intervalo etário reprodutivo (entre 15 e 44 anos), para analisar diferenciais de fecundidade entre migrantes e não-migrantes internas no País. O autor adotou o conceito de *lifetime migrant*, considerando migrantes aquelas mulheres residentes, na data da pesquisa, fora de seus municípios de nascimento. Uma implicação do uso desse conceito é que não se diferenciam mulheres que migraram em diferentes etapas do ciclo de vida. Por exemplo, uma mulher jovem que migrou recentemente será colocada no mesmo grupo de uma mulher jovem que migrou quando criança, embora ambas possam ter sofrido influências bastante distintas dos locais de origem e de destino. Para controlar esse problema, Hertz (1985) classificou as migrantes de acordo com o tempo de residência. Além disso, o autor utilizou recortes educacionais e de idade para uma

análise mais criteriosa dos diferenciais de fecundidade. Seus resultados sugeriram que a dicotomia urbano-rural, normalmente utilizada até então em trabalhos sobre migração interna, seria insuficiente para o estudo dos prováveis efeitos da migração sobre a fecundidade, dado que os diferenciais de fecundidade observados entre migrantes e não-migrantes poderiam variar significativamente de acordo com os níveis regionais de desenvolvimento econômico. Além disso, segundo o autor:

- Os fluxos migratórios urbano-rurais deveriam ser desagregados em outras classificações;
- O tempo desde a migração parece essencial para avaliar as principais hipóteses relativas aos efeitos da migração sobre a fecundidade;
- Diferenças nas características educacionais, etárias e de origem e destino de migrantes podem gerar padrões de fecundidade bastante díspares dos observados entre não-migrantes;
- Grupos de migrantes com baixos níveis de fecundidade experimentam menor redução nos mesmos;
- Migrantes entre áreas rurais parecem não apresentar reduções na fecundidade, mesmo quando migram para áreas de níveis mais baixos que os observados em seus locais de origem;
- Migrantes de áreas urbanas para as áreas rurais tendem a responder por uma fração maior do diferencial de fecundidade, no sentido de aumentá-lo, do que as migrantes rurais-urbanas, no sentido de reduzi-lo;
- Diversas categorias de migrantes apresentam forte evidência de efeitos de ruptura;
- Existe uma pequena evidência da hipótese de seletividade;
- Existe uma evidência substancial de adaptação parcial para a maior parte das categorias de migrantes, uma vez terminados os efeitos de ruptura;

- Evidência consistente com a hipótese de socialização (nenhuma redução da fecundidade por pelo menos uma geração) foi aparente para migrantes originadas nas partes menos desenvolvidas do País, as regiões de fronteira e aquelas tradicionalmente rurais.

Após o trabalho de Hertz (1985), Boccucci e Wong (1998) utilizaram dados dos Censos Demográficos brasileiros de 1970, 1980 e 1991 para estudar os efeitos da migração sobre a fecundidade e discutiram a possibilidade de existência de seletividade, segundo o comportamento reprodutivo, na determinação dos fluxos migratórios das mulheres no Distrito Federal. O conceito de migrante adotado no trabalho foi de *lifetime migrant* e a metodologia utilizada foi a comparação de medidas transversais e longitudinais (fecundidade corrente e parturição, respectivamente) segundo condição migratória. Os resultados sugeriram que o nível de fecundidade corrente das imigrantes no DF era menor que aquele observado entre as não-migrantes e que essa diferença era ainda maior para as mulheres imigrantes com menor tempo de residência. A análise da parturição, por sua vez, revelou evidências de adiamento da fecundidade, uma vez que o tamanho final das famílias tendia a ser o mesmo entre não-migrantes e imigrantes oriundas de Minas Gerais e Goiás.

Signorini (2012), por outro lado, analisou a fecundidade de migrantes intraestaduais de data fixa em Minas Gerais e observou um aumento relativo dos diferenciais de nível de fecundidade por condição migratória no Estado entre os quinquênios 1986-1991 e 1995-2000, apesar de ter havido tendência de queda da fecundidade em quase todas as mesorregiões mineiras nos dois grupos de mulheres estudados. Dessa forma, a autora inferiu que a imigração de mulheres em idade reprodutiva pode ter contribuído para o retardamento do processo de transição demográfica nas mesorregiões mineiras individualmente, em comparação com a velocidade que esse processo teria na ausência de migração, e que este efeito pode ter sido ampliado pelo fato de que as imigrantes nas idades mais jovens, idades nas quais o peso da migração na população é maior, eram responsáveis pelos maiores diferenciais de fecundidade. Além disso, foi observado um aumento da participação das imigrantes nessa população entre os dois períodos analisados, em 10 das 12 mesorregiões mineiras. Signorini (2012)

também encontrou indícios da existência de efeitos da migração sobre o comportamento reprodutivo feminino, uma vez que, durante a aplicação da Técnica de Brass para correção dos níveis de fecundidade, foram obtidos resultados para as séries P/F significativamente inferiores a um, na maior parte dos casos das mulheres imigrantes. Diante desse fato, a autora sugeriu que possa ter ocorrido um adiamento da fecundidade imediatamente após a migração, especialmente entre as imigrantes mais jovens, e sua posterior recuperação. Portanto, no estado como um todo, as migrações internas podem ter acelerado o processo de transição demográfica, uma vez que o adiamento da fecundidade pode afetar a fecundidade final das migrantes, fazendo com que o número final de filhos tidos por elas fosse menor do que seria na ausência de migração.

Gomes et al. (2012) investigaram a fecundidade das mulheres por condição migratória no Distrito Federal, utilizando dados do Censo Demográfico de 2010. O conceito de migrante adotado no estudo foi o de data fixa. Os resultados sugeriram uma fecundidade mais baixa, além de um padrão etário de fecundidade mais jovem, para as mulheres migrantes em relação às não-migrantes.

Portanto, não existe um consenso em relação à interação entre migração e fecundidade no País. Os estudos mencionados apresentam resultados diversos, o que deve-se, provavelmente, aos diferentes desenhos de análise e às diferentes características das migrantes nos locais estudados. Dessa forma, torna-se necessária a análise dos diferenciais de fecundidade de migrantes e não-migrantes em outras regiões do País, com uso de dados robustos e controlando por características variadas que afetem a fecundidade, tais como escolaridade, condição social, situação conjugal, cor, idade e tempo de residência.

2.2 BREVE HISTÓRICO DAS MIGRAÇÕES NO BRASIL

Para analisar a relação entre migração e fecundidade em qualquer contexto, é necessário conhecer o padrão migratório a ser estudado. Por isso, esta seção consiste num breve histórico das migrações no Brasil, com destaque para o estado de São Paulo.

A principal motivação para os movimentos migratórios no Brasil parece ser, historicamente, a busca por melhores condições de vida. Os intensos desequilíbrios regionais existentes no País, tanto econômicos quanto sociais, foram os principais motores dos deslocamentos de excedentes populacionais não absorvidos nas áreas de origem, menos dinâmicas, em direção às áreas de destino, que apresentam oportunidades de ascensão social (BRITO, 2002). Nesse sentido, a localização das oportunidades de emprego e renda numa sociedade, fator determinante das migrações, é produto das formas de organização das atividades econômicas, determinadas, por sua vez, por decisões tomadas por diversos agentes econômicos (MARTINE, 1989). Portanto, como será mostrado a seguir, as migrações internas no Brasil ocorreram e ocorrem em sintonia com os diversos estágios do desenvolvimento econômico brasileiro e com as estratégias políticas de ocupação do território.

De modo geral, a migração interna até 1940 foi conduzida pelos fluxos inter-regionais, movimentos em direção às fronteiras agrícolas, entre estados dentro da mesma região e do campo para as cidades (IBGE, 2007). Até a década de 1930, a economia brasileira foi guiada pelos ciclos de exploração primário-exportadora que surgiram em cada época de sua trajetória (açúcar, minérios, borracha, couro, café, etc.) e determinaram a distribuição da população, concentrada em áreas rurais e em poucas áreas urbanas. As cidades se localizavam no litoral e havia poucos entrepostos no interior. Não havia à época nenhum esforço político de integração nacional e as rotas de transporte eram escassas, ligando apenas os pólos produtivos regionais aos portos de escoamento. A quebra dos produtores de café concentrados especialmente no estado de São Paulo, devido à crise da Bolsa de Valores dos Estados Unidos em 1929, foi um forte estímulo aos movimentos migratórios de pessoas que, em momento anterior, saíram principalmente da Região Nordeste e do estado de Minas Gerais em busca de oportunidades de emprego em terras paulistas. Entre 1930 e 1950, essa população se deslocou para áreas interioranas do País relativamente próximas dos locais que deixaram, como foi o caso do Oeste Paulista, na década de 1930, e do norte e do oeste dos estados do Paraná e Santa Catarina, na década seguinte. Os movimentos em direção às cidades também ganharam força, devido

às oportunidades de emprego geradas pelos investimentos feitos no incipiente setor industrial urbano. (MARTINE, 1989)

A Segunda Guerra Mundial, ocorrida entre 1939 e 1945, aumentou a demanda por produtos manufaturados produzidos nas cidades e que antes eram importados das Metrôpoles. Esse aumento provocou atração de trabalhadores expulsos do campo pela quebra da economia cafeeira, através do crescimento das ofertas de emprego e dos salários nas áreas urbanas, alavancado pela necessidade de produção em dois turnos, gerada pela baixa capacidade instalada da indústria. Dessa maneira, tiveram início os processos de industrialização e urbanização no Brasil e, conseqüentemente, sua modernização, ao mesmo tempo em que se iniciou o processo de transição demográfica no País com a queda das taxas de mortalidade, levando a um rápido crescimento populacional nas cidades devido a este fator e também à migração (MARTINE, 1989).

Na década de 1940, segundo dados de migração acumulada, ou seja, do estoque de migrantes que sobreviveram ou não reemigraram à época do censo, o estado de São Paulo destacou-se como local de destino da maior parte dos migrantes interestaduais do Brasil, tendo recebido 24,6% do total nacional, e também como local de origem de grande parcela dos emigrantes (20,1%), que se dirigiram principalmente para o Paraná. Os principais emissores de população no período foram Minas Gerais (37,9%) e os estados da Região Nordeste (27,0%), que formaram a maior parte dos imigrantes em São Paulo e nas demais regiões receptoras de migrantes à época (BRITO, 2002).

Em 1940, a Região Nordeste foi a única no País a apresentar razão de sexo abaixo de 100 (95,9 homens por mulher), demonstrando maioria feminina na população e indicando um possível predomínio da emigração masculina nos seus estados. Há também indícios de preferência pelas cidades entre as mulheres no País, já que os valores das razões de sexo calculadas para as áreas urbanas foram inferiores àqueles calculados para as áreas rurais, tanto em 1940 quanto no ano 2000, exceto na Região Nordeste (IBGE, 2007). Este fato pode estar vinculado ao crescimento da oferta de trabalhos domésticos e nas indústrias, nas cidades, durante o processo de industrialização brasileiro, que fez com que os setores absorvessem a mão-de-obra feminina expulsa do campo.

Entre 1950 e 1965, ocorreu no Brasil um incentivo político à industrialização, comandado pelo presidente Juscelino Kubitschek (entre 1956 e 1961) e por governadores eleitos com base em campanhas que destacavam a importância desse incentivo. Foram adotadas medidas em favor da industrialização, via substituição de importações, as políticas de incentivo à interiorização do território, a fundação de Brasília, como capital federal, e a construção de novas estradas, como as de Belém e do Centro-Sul do Brasil em direção a Brasília, visando facilitar a comunicação e o escoamento de bens e pessoas entre as regiões do País e sua faixa central (MARTINE, 1989). Tais fatores serviram como motivadores e facilitadores dos movimentos migratórios, que se intensificaram no período.

Nos anos 1950, os estados da porção central do Brasil começaram a ser ocupados, devido ao esgotamento da capacidade de absorção do Paraná, cuja fronteira havia se expandido e atraído migrantes até então. O número de cidades brasileiras com mais de 20 mil habitantes passou de 51, na década de 1940, para 85, nos anos 1950 (MARTINE, 1989). As duas grandes secas que ocorreram na Região Nordeste em 1952 e 1958, associadas à construção da rodovia Rio-Bahia, provocaram a intensificação da emigração em seus estados, que passou a representar 47,8% do total nacional (BRITO, 2002). A década de 1950 respondeu pela maior migração inter-regional no País, tendo o Nordeste perdido mais de um terço (34,2%) da população que possuía no início do período (CAMARANO e ABRAMOVAY, 1999). São Paulo e Rio de Janeiro permaneceram como os principais destinos de imigrantes, apesar de suas participações relativas no total da imigração interestadual nacional terem diminuído em comparação com a década anterior (de 24,6% e 24,4%, respectivamente, para 22,8% e 15,4%) (BRITO, 2002).

Apesar do êxodo rural ter sido realidade em todas as regiões brasileiras, com destaque para o Nordeste (com mais de 5,0 milhões de emigrantes) e o Sudeste (com quase 3,9 milhões de emigrantes), a população rural no País manteve-se estável em termos absolutos, devido às elevadas taxas de crescimento vegetativo observadas nos anos 1950, geradas pela combinação entre fecundidade crescente e mortalidade decrescente. (CAMARANO E ABRAMOVAY, 1999)

As migrações internas se intensificaram no período 1960-1970, uma vez que fatores de atração nas cidades e de expulsão no campo continuaram a atuar no País, associados às políticas de transporte e telecomunicações, que facilitaram os deslocamentos. No primeiro caso, destacam-se o crescimento econômico anual do PIB de 11,3% entre 1967 e 1973, o crescimento de cerca de 10% dos setores industrial e de construção civil ao longo da década de 1960 e também o crescimento do setor terciário, que resultaram em uma grande geração de empregos urbanos até o final da década de 1970. No segundo caso, de repulsão, destacam-se o elevado crescimento demográfico, de 2,7% ao ano entre 1940 e 1980³, a estagnação da agricultura no Nordeste e em parte de Minas Gerais, e a modernização agrícola. (BRITO, 2002)

Entre 1960 e 1980, o êxodo rural levou quase 30 milhões de pessoas do campo para as cidades, que não eram necessariamente as grandes metrópoles, contribuindo para o crescimento urbano brasileiro (MARTINE, 1989). Poucos países apresentaram um êxodo rural tão intenso, em tão pouco tempo (CAMARANO e ABRAMOVAY, 1999).

Na década de 1960, considerando a migração de última etapa, a maior parcela dos quase 9,34 milhões de migrantes interestaduais saiu dos estados da Região Nordeste⁴ (35,6%) e de Minas Gerais (21,9%), com destino principalmente a São Paulo (24,5%), Paraná (17,8%), Rio de Janeiro (15%) e a Região Centro-Oeste (13,3%). O êxodo rural aumentou, como consequência de políticas espacialmente concentradoras realizadas a partir de 1964, como a já mencionada modernização agrícola, que expulsou trabalhadores do campo, e a de desenvolvimento regional e de expansão da fronteira agrícola, que atraíram pessoas em busca de emprego e acesso à terra (BRITO, 2002). Entretanto, entre 1950 e 1990, esta foi a única década em que a Região Nordeste não respondeu pela maior parte dos

³O forte crescimento demográfico do período ocorreu especialmente devido à queda da mortalidade, iniciada nos anos 1940, e à queda da fecundidade, iniciada em meados da década de 1960 (CARVALHO, 2004).

⁴Os dados referentes aos estados da Região Nordeste no artigo de Brito (2002) estão agregados da seguinte forma: Nordeste Setentrional (Maranhão e Piauí); Nordeste Central (Ceará, Rio Grande do Norte, Paraíba, Pernambuco, Alagoas); Nordeste Meridional (Sergipe e Bahia).

emigrantes rurais no País, posição esta que foi ocupada pelo Sudeste, que perdeu 6 milhões de pessoas do campo para as cidades, levando à redução absoluta da população rural da Região (cerca de 800 mil pessoas a menos) (CAMARANO E ABRAMOVAY, 1999). Este fenômeno, chamado de “a grande desruralização da Região Sudeste”, teve como determinantes os fatores de atração nas cidades, já mencionados, as mudanças técnicas na agricultura (especialmente em São Paulo), a substituição dos cafezais por pastagens e a legislação trabalhista no regime militar (MARTINE, 1990:22, apud CAMARANO E ABRAMOVAY, 1999). O enfraquecimento relativo do êxodo rural no Nordeste nos anos 1960 (de 47,6% para 27,4% do total nacional) ocorreu devido a fatores como

“(...) As políticas de incentivos fiscais adotadas pela SUDENE, a redução das secas, o caráter relativamente tardio que teve a expulsão dos trabalhadores rurais para a “ponta de rua” no Nordeste (que se intensifica na década seguinte com a não aplicação das conquistas obtidas com o Estatuto do Trabalhador Rural) e a redução das oportunidades de trabalho derivadas tanto da erradicação dos cafezais no Sul como do menor crescimento econômico nacional e da inexistência de grandes obras como as da década anterior (...)” (CAMARANO E ABRAMOVAY, 1999)

Em 1970, foi criado o Programa de Integração Nacional, que visava a colonização da Amazônia pela população expulsa do campo e previa a construção de diversas estradas na selva amazônica, cujas margens seriam ocupadas. O fracasso do programa fez com que o governo passasse a incentivar a abertura de grandes empresas na região, fracassando também em atrair a população migrante rural. O Paraná, que chegou a atrair o maior número de migrantes nos anos 1940 e 1950, passou a expulsar população nos anos 1970, completando um ciclo característico de regiões de expansão de fronteira agrícola: atração maciça inicial, seguida por estagnação e, posteriormente, expulsão de população (MARTINE, 1989). Segundo Brito (2002), o estado perdeu 11,0% de seus habitantes na década de 1970, totalizando mais de 1,3 milhões de pessoas a menos.

São Paulo passou a receber ainda mais migrantes na década de 1970 em comparação com a década anterior, ampliando sua participação na migração interestadual de 24,5% para 30,5%, devido ao grande número de empregos gerados por seus setores industrial e terciário, que correspondiam, respectivamente, a 37,0% e 38,0% dos empregos desses setores no País. O

número de emigrantes de última etapa no estado ainda era elevado (cerca de 950 mil pessoas ou 10,5% dos emigrantes internos no Brasil), mas era quase três vezes inferior ao número de imigrantes, fazendo com que seu saldo migratório permanecesse alto e positivo. Os estados da Região Nordeste mantiveram uma participação próxima de 35% na emigração interestadual nacional, ao contrário de Minas Gerais, que, através de políticas de industrialização e modernização agrícola, reduziu sua participação de 22,0%, na década de 1960, para 13,6%. (BRITO, 2002)

Os anos 1970 demonstraram que o êxodo rural nem sempre está associado às mudanças técnicas na agricultura. O Nordeste retomou o posto de maior fornecedor de migrantes rurais no País (33,8%) devido, principalmente, à expulsão da população residente nos engenhos e às oportunidades de trabalho assalariado e menos qualificado geradas pelo milagre econômico. A Região Sudeste reassumiu a segunda colocação no cenário nacional (31,0% do total de emigrantes rurais), o que foi motivado pela continuidade da dissolução das fazendas de café, pela mecanização e a pecuarização no campo e pela expansão do mercado de trabalho urbano. A região Sul, que antes atraiu migrantes para áreas de expansão de fronteira, como já mencionado, passou a expulsar pessoas do campo, devido à adoção de técnicas produtivas e culturas poupadoras de mão-de-obra que, associadas ao esgotamento de sua capacidade de expansão, fizeram com que sua população rural fosse reduzida em cerca de 2 milhões de habitantes. O Norte do País passou a ser um destino possível para os emigrantes do Sul, que contribuíram para a ocupação da Transamazônica e de áreas rurais da Região durante as décadas de 1970 e 1980. A Região Centro-Oeste iniciou o processo de expulsão da população rural, que culminou em sua desruralização na década seguinte. (CAMARANO E ABRAMOVAY, 1999)

A década de 1980 foi marcada pela emergência de um “novo padrão migratório” no Brasil, no qual se observou a perda de importância dos fluxos migratórios interestaduais, enquanto ganharam força outras formas de deslocamento, por vezes de distâncias relativamente mais curtas, como as migrações intra-metropolitanas, das áreas metropolitanas para áreas periféricas de seu entorno, a migração de retorno e a mobilidade pendular (BRITO, 2002). O enfraquecimento

das migrações interestaduais ocorreu como resultado do próprio crescimento populacional urbano, gerado, em grande parte, pelas migrações anteriores e suas consequências intergeracionais, que fez com que as cidades passassem a possuir, dentro delas próprias, o excedente populacional demandado pelo mercado de trabalho (BRITO, 2009).

O êxodo rural na Região Nordeste manteve seu destaque no cenário nacional durante a década de 1980, representado pelos 5,4 milhões de nordestinos que deixaram o campo em direção às cidades (CAMARANO E ABRAMOVAY, 1999). Entretanto, corroborando a hipótese de mudança no padrão migratório brasileiro no período, existem indícios de que esse êxodo, que teve como destino especialmente cidades de pequeno e médio porte, passou a ser predominantemente intrarregional, uma vez que ocorreu uma redução no saldo migratório inter-regional nordestino de 2,3 milhões, na década de 1960, para 1,1 milhões de pessoas, nos anos 1980, embora o volume de migrantes rurais-urbanos permanecesse elevado. A queda das taxas de fecundidade, iniciada no Sudeste, Sul e Centro-Oeste do País, já na década de 1960, ganhou força na Região Nordeste, nesse período, com sua taxa de fecundidade total caindo de 7,3 para 6,3 filhos por mulher, entre em torno de 1965/70 e 1975/80. Apesar de ter ocorrido queda na mortalidade (com a esperança de vida ao nascer para ambos os sexos na Região passando de 48,04 anos, em 1975, para 57,68 anos, em 1985), a população nordestina no campo diminuiu em mais de cinco milhões de habitantes, devido à queda da fecundidade e às elevadas taxas de migração rural-urbana. (CAMARANO E ABRAMOVAY, 1999)

O estado de São Paulo perdeu parte de seu poder de atração de migrantes, mas permaneceu como principal região de fluxos de pessoas no País, devido à inércia inerente à característica de trajetória dominante que adquiriu na história das migrações no Brasil (BRITO, 2002). Nos quinquênios 1986-1991 e 1995-2000, a Região Metropolitana de São Paulo (RMSP), principal centro dinâmico das migrações no Estado, recebeu população especialmente da Região Nordeste, e perdeu pessoas para o Oeste Paulista, a Região Centro-Oeste e a Região Sul (RIGOTTI, 2008).

As políticas voltadas para a cultura de soja no cerrado, associadas à pecuária na Região Centro-Oeste, determinaram um arranjo produtivo poupador de mão-de-obra na Região, que perdeu 48,6% de sua população rural na década de 1980.

A década de 1990 foi marcada pela continuidade do êxodo rural, mas em ritmo consideravelmente menor, e da queda da fecundidade no Nordeste, região que mais se desruralizou⁵ no período (sua probabilidade de migração rural-urbana passou de 26,7%, nos anos 1980, para 38,3%, entre 1990 e 1995). A desruralização também foi marcante na Região Centro-Oeste, apesar da probabilidade de migração do campo para a cidade ter diminuído de 50,6% para 34,4%, no mesmo intervalo. No Sudeste, ao contrário, o êxodo rural foi o mais baixo observado desde os anos 1960, quando teve início o seu declínio. A probabilidade de migrar do campo para as cidades na Região, que chegou a 46,6% naquele decênio, passou de 37,4%, na década de 1980, para 19,9%, entre 1990 e 1995. Na Região Sul ocorreu o mesmo: a probabilidade de migração rural-urbana passou de 39,9%, nos anos 1980, para 22,7%, de 1990 a 1995. (CAMARANO E ABRAMOVAY, 1999)

No período (1995-2000), a RMSP reduziu seu poder de atração de pessoas vindas do Nordeste e de outras regiões do País, tendo, inclusive, apresentado saldos migratórios negativos em relação às trocas com o Ceará, o Rio Grande do Norte, Mato Grosso do Sul, Sul-Sudoeste de Minas Gerais, Oeste Paulista e Paraná (RIGOTTI, 2008).

Excluindo o estado de São Paulo do cenário migratório nacional recente, é possível observar a existência de uma tendência espacial de movimentos em direção às áreas economicamente mais dinâmicas formadas por uma capital de unidade da federação e suas regiões metropolitanas (RIGOTTI, 2008). Tais regiões, ao mesmo tempo em que parecem perder população devido a movimentos de retorno aos locais de origem, são também responsáveis por atrair migrantes de seus entornos imediatos. Áreas que, no passado, destacaram-se como fornecedoras de migrantes para regiões de expansão de fronteira agrícola e

⁵ Entende-se por “desruralização”, o declínio relativo e absoluto da população do meio rural de determinada região. (CAMARANO E ABRAMOVAY, 1999)

para o resto do País, como Minas Gerais, Paraná e os estados da Região Nordeste, desenvolveram pólos econômicos regionais capazes de absorver parte das populações de seus entornos (RIGOTTI, 2008). O poder de atração dessas áreas tem sua força e alcance determinados pela posição que elas ocupam na hierarquia urbana do País, o que demonstra a existência de uma regionalização das atividades produtivas brasileiras, determinante das formas de deslocamento que adquiriram destaque no cenário nacional nesse “novo padrão migratório” observado (RIGOTTI e VASCONCELLOS, 2005).

Dessa forma, fica evidente a relação histórica entre a busca de melhores condições de vida e os movimentos migratórios no Brasil, ainda que o padrão migratório tenha sido alterado a partir da década de 1980, como consequência das mudanças nos arranjos produtivos brasileiros e da emergência de pólos produtivos regionais, que encurtaram as distâncias entre o excedente populacional não absorvido pelos mercados de trabalho de seus locais de origem e as possibilidades de emprego e ascensão social.

2.3 A PARTICIPAÇÃO FEMININA NAS MIGRAÇÕES NO BRASIL: INDÍCIOS DAS ANÁLISES DAS RAZÕES DE SEXO RURAIS E URBANAS

O êxodo rural brasileiro, que foi o principal motor dos movimentos migratórios no País, foi predominantemente jovem e feminino. As análises das razões de sexo nas áreas rurais do Brasil destacam a ocorrência da masculinização da população jovem no meio rural, uma vez que, na faixa etária entre 15 e 25 anos, havia mais mulheres que homens no campo nos anos 1950, mas essa situação se inverteu a partir da década de 1960, fazendo com que, em 1996, o número de homens nas áreas rurais superasse em 14% o número de mulheres. (CAMARANO E ABRAMOVAY, 1999)

No aspecto regional, o Nordeste apareceu como região com menor grau de masculinização no campo em 1996, com uma razão de sexo (106 homens para

cada 100 mulheres) abaixo da média nacional (109 homens para cada 100 mulheres), com destaque para a evolução da medida nas idades mais jovens:

Até 1970, a razão de sexo nas faixas de 15 a 30 anos era menor que um no meio rural do Nordeste, corroborando as hipóteses citadas (...) de Mendras e Durston. Em 1980 no grupo de 15 a 20 anos essa situação começa a inverter-se, mas entre 20 e 30 anos o predomínio é feminino. Em 1991, esta tendência ao predomínio dos rapazes permanece e em 1996, a razão de sexo na faixa entre 15 e 24 anos já praticamente alcança a média nacional e a do grupo 25 a 29 anos fica um pouco abaixo. (CAMARANO E ABRAMOVAY, 1999:323)

As hipóteses de Mendras (1976) e Durston (1996) citadas, que podem ser observadas nas características do êxodo rural brasileiro, postulam que no estágio inicial das migrações rurais-urbanas, ocorre predominância masculina entre os migrantes, sendo que as mulheres não encontram incentivos para deixarem o campo e permanecem integradas às suas sociedades de origem. O desenvolvimento urbano, num segundo momento, passa a atrair mais mulheres que homens. Nesse ponto, Durston (1996) sugere que a maior escolarização feminina, vista como uma possibilidade à vida em uma cultura machista tradicional, pode facilitar a inserção das mulheres camponesas no mercado de trabalho qualificado e não manual urbano. O Brasil, segundo Camarano e Abramovay (1999), estaria no segundo estágio desse processo.

A masculinização da população jovem nas áreas rurais também atingiu as demais regiões do País, sendo que, em 1996, a maior razão de sexo (123 homens para cada 100 mulheres), foi observada na população de 25 a 29 anos da Região Centro-Oeste, aquela com o meio rural mais masculinizado do Brasil. Analisando dados censitários de 1980 e 1991, é possível notar que, entre as mulheres que permaneceram no campo, prevaleceram as casadas, uma vez que a proporção de homens solteiros entre 50 e 54 anos foi muito superior à de mulheres solteiras nas áreas rurais, enquanto nas cidades ocorreu o oposto. Considerando que a longevidade feminina é maior que a masculina, este fato relaciona-se diretamente com as diferenças na proporção de migrantes por sexo na população jovem camponesa. (CAMARANO E ABRAMOVAY, 1999)

3 DIFERENÇAS OBSERVADAS ENTRE AS MULHERES EM IDADE REPRODUTIVA SEGUNDO CONDIÇÃO MIGRATÓRIA NO ESTADO DE SÃO PAULO ENTRE 1986 E 2010

Esta seção descreve as características das mulheres com idades entre 15 e 49 anos em São Paulo, nos anos de 1991, 2000 e 2010, segundo condição migratória: se migrantes inter ou intraestaduais ou não-migrantes de data fixa. Como o objetivo deste trabalho se relaciona à fecundidade, são analisadas apenas as informações referentes às mulheres em idade reprodutiva. São apresentados os estados de origem das imigrantes interestaduais em São Paulo, o saldo migratório do estado nas trocas interestaduais e as mesorregiões de destino das imigrantes intra e interestaduais. Além disso, são apresentadas algumas diferenças nas características sociodemográficas entre os grupos de mulheres de acordo com o tipo de migração que realizaram, comparando-as também com as mulheres não-migrantes no Estado, segundo o quesito de datafixa. O objetivo desta descrição é mostrar como as características das mulheres diferem de acordo com o tipo de movimento migratório realizado e como elas diferem das características das não-migrantes.

3.1 MIGRAÇÃO DE MULHERES EM IDADE REPRODUTIVA EM SÃO PAULO ENTRE 1986 E 2010

Em 1991, havia aproximadamente 8,7 milhões de mulheres em idade reprodutiva (de 15 a 49 anos) vivendo no estado de São Paulo. Considerando-se apenas indivíduos que sobreviveram à mortalidade e à reemigração no período entre 1986 e 1991, 13% dessas mulheres eram migrantes intermunicipais (intra ou

interestaduais) de data fixa⁶, sendo que 45% destas (pouco mais de 500 mil pessoas) residiam, em 1986, em outras regiões do País, enquanto sua maioria (55%) residia dentro do próprio estado. A maior parcela das imigrantes interestaduais residentes em São Paulo em 1991, (53,3%) teve como origem algum dos estados da Região Nordeste, como é mostrado na TAB.1. Destacam-se, nesse sentido, as participações da Bahia (18,9%) e de Pernambuco (12,0%), além de Minas Gerais (17,1%), na Região Sudeste, e do Paraná, na Região Sul (14,6%) (TAB.2).⁷

No ano 2000, o número de mulheres em idade reprodutiva vivendo em São Paulo foi próximo de 10,7 milhões. Destas, pouco mais de 1,2 milhões eram migrantes intermunicipais de data fixa (11,2%), sendo 39,0% imigrantes interestaduais e 61,0% intraestaduais. A participação dos estados da Região Nordeste na imigração interestadual em São Paulo passou para 59,4%, no período 1995-2000 (TAB.1). Tiveram destaque as participações dos mesmos estados mencionados na década anterior, embora a Bahia tenha ampliado sua participação para 23,54%, enquanto as contribuições de Minas Gerais (14,51%), Pernambuco (10,78%) e Paraná (9,80%) diminuíram (TAB.2).

Em 2010, o número total de mulheres em idade reprodutiva em São Paulo superou os 11,77 milhões, sendo 11,5% dessa população formada por migrantes intermunicipais de data fixa. Cerca de 450 mil mulheres residentes no estado haviam emigrado de outras UFs no período 2005-2010, das quais mais de 351 mil eram naturais de estados da Região Nordeste, mas apenas 183 mil residiam naquela Região no início do quinquênio 2005/2010. Mais de 903 mil mulheres residiam em outro município do próprio Estado no início do período, das quais cerca de 143 mil eram naturais do Nordeste. No mesmo quinquênio, a Região Nordeste respondeu por 57,2% da imigração interestadual em São Paulo, tendo sua participação reduzida em relação à década anterior tanto em termos

⁶ São considerados migrantes de data fixa os indivíduos que, há exatamente cinco anos antes da data de referência dos censos demográficos, residiam em um município diferente do município de residência na data de referência da pesquisa.

⁷ É importante destacar que, uma vez que os dados apresentados são de data-fixa, uma parte das migrantes interestaduais deslocou-se entre municípios de São Paulo no quinquênio.

absolutos quanto relativos (TAB.1). No aspecto interestadual, as principais participações foram novamente dos quatro estados destacados nos períodos anteriores. A Bahia, que entre 1986 e 1991 forneceu mais de 94 mil mulheres entre 15 e 45 anos para São Paulo, tendo ampliado este número para mais de 110 mil entre 1995 e 2000, passou a fornecer pouco mais de 80 mil mulheres entre 2005 e 2010. Minas Gerais contribuiu com números cada vez menores de imigrantes nos três períodos: cerca de 85 mil, de 1986 a 1991, 68 mil, entre 1995 e 2000, e 61 mil, de 2005 a 2010. O Paraná teve sua contribuição reduzida de aproximadamente 73 mil migrantes, no primeiro período, para 46 mil, no segundo período, e cerca de 29 mil, entre 2005 e 2010, o que também ocorreu no caso de Pernambuco, cuja contribuição para a imigração feminina em idade reprodutiva em São Paulo passou de pouco mais de 60 mil, para aproximadamente 31 mil mulheres entre os três períodos analisados.

Os dados apresentados atestam o enfraquecimento, já citado na literatura, dos deslocamentos de longa distância no Brasil. Por outro lado, é possível observar também, na TAB.2, que, concomitantemente à redução do volume de imigrantes interestaduais recebidos pelo estado de São Paulo, a migração intraestadual evoluiu no sentido oposto: de 1986 a 1995, pouco mais de 618 mil mulheres se deslocaram dentro do próprio estado, valor este que superou o patamar de 903 mil mulheres entre 2005 e 2010 (TAB.2).

TABELA 1: Migrantes interestaduais de data fixa* vivendo no estado de São Paulo, segundo região de origem. Mulheres de 15 - 49 anos, 1991, 2000 e 2010

Região	1991		2000		2010	
	Número de mulheres	%	Número de mulheres	%	Número de mulheres	%
Norte	12222	2,40%	12627	2,60%	12606	2,80%
Nordeste	267213	53,30%	285959	59,40%	257809	57,20%
Sul	94435	18,80%	72852	15,10%	63662	14,10%
Sudeste	110583	22,10%	91459	19,00%	97904	21,70%
Centro-Oeste	16988	3,40%	18661	3,90%	18481	4,10%
<i>Total</i>	<i>501441</i>	<i>100,00%</i>	<i>481557</i>	<i>100,00%</i>	<i>450461</i>	<i>100,00%</i>

Fonte dos dados básicos: Censos demográficos, 1991, 2000 e 2010, IBGE. Elaboração da autora.

*Data fixa: 1986-1991; 1995-2000; 2005-2010.

O saldo migratório para mulheres entre 15 e 45 anos em São Paulo foi positivo nos três quinquênios analisados, embora seu valor tenha sido reduzido em mais de 50% do primeiro ao último quinquênio, corroborando o enfraquecimento das migrações interestaduais no Brasil. De 1986 a 1991, o estado recebeu quase 300 mil mulheres a mais do que perdeu, tendo registrado um pequeno volume de perdas migratórias líquidas, em especial, para estados do Sul e do Centro-Oeste, mas também para Espírito Santo, Tocantins e Roraima (TAB.2). Os maiores ganhos ocorreram nas trocas com a Bahia, Pernambuco, Paraná e Minas Gerais. Estes são também os estados que mais receberam as migrantes interestaduais que saíram de São Paulo, provavelmente a maioria retornada, o que demonstra a existência de uma dinâmica migratória forte entre este e os estados mencionados.

No período seguinte, 1995-2000, embora o saldo tenha diminuído em relação ao período anterior, São Paulo permaneceu ganhando população feminina em idade reprodutiva no cômputo total, em relação ao resto do País: entraram cerca de 193 mil mulheres a mais do que saíram. Entre 2005 e 2010, esse saldo caiu para aproximadamente 132 mil pessoas. Do primeiro ao último quinquênio analisado, os saldos migratórios de São Paulo aumentaram apenas nas trocas com Amapá, Tocantins, Maranhão, Piauí, Rio Grande do Sul e Mato Grosso. O número de imigrantes em terras paulistas com origem no Estado do Maranhão quase dobrou entre 1986-1991 e 2005-2010, passando de aproximadamente 7,4 mil para mais de 14 mil mulheres, enquanto o número de emigrantes de São Paulo para o estado permaneceu próximo de 3 mil mulheres, o que fez com que o saldo migratório favor de São Paulo quase dobrasse no período. Nas trocas de população com o Mato Grosso, São Paulo apresentou um quase-equilíbrio, com saldos muito pequenos: -1016 mulheres, no primeiro quinquênio, 635 mulheres, no segundo, e -190 mulheres, no terceiro. As maiores alterações no saldo das trocas interestaduais, comparando os três quinquênios, ocorreram em relação aos estados do Paraná (em que foi observada uma reversão do saldo migratório, que passou de mais de 42 mil para -7,5 mil mulheres), Pernambuco (cujo SM favorável a São Paulo caiu de 44 mil para 17 mil mulheres), Minas Gerais (em que o SM paulista passou de 41 mil para 16 mil mulheres), Bahia (de 76 mil para 53 mil), Ceará (com SM favorável a São Paulo, passando de 27 mil para 12,6 mil),

Paraíba (em que o SM caiu de 15,6 mil para 6,4 mil) e Rio de Janeiro (que passou de 10 mil para 2 mil mulheres). São Paulo também apresentou reversão do sinal do saldo migratório, de positivo para negativo, nas trocas com o Distrito Federal, Acre e Rondônia. Nas trocas com estados como Espírito Santo, Santa Catarina, Mato Grosso do Sul e Goiás, os saldos, que já eram negativos, ficaram ainda mais negativos. Esses resultados corroboram as tendências gerais observadas na literatura sobre migrações no Brasil, de que São Paulo permanece, no período recente, a ser o motor da principal trajetória dominante nas migrações interestaduais no País, embora sua força de atração esteja se enfraquecendo e sejam observados movimentos de retorno cada vez mais intensos aos locais de origem dos migrantes interestaduais, além do aumento no volume das migrações intraestaduais, que ganham cada vez mais destaque no cenário migratório nacional.

TABELA 2: São Paulo - Mulheres de 15 a 49 anos, imigrantes e emigrantes interestaduais de data fixa* e saldo migratório, segundo UF de origem/destino, 1991, 2000 e 2010

UF	1991			2000			2010		
	IMIG.	EMIG.	S.M.	IMIG.	EMIG.	S.M.	IMIG.	EMIG.	S.M.
Rondônia	3963	2620	1343	2478	2513	-35	1656	1823	-167
Acre	273	184	89	312	233	79	302	317	-15
Amazonas	1364	708	656	1533	1391	142	1477	987	490
Roraima	86	152	-66	261	184	77	172	262	-90
Pará	5523	1750	3773	5909	2771	3138	5086	2367	2719
Amapá	102	60	42	235	213	22	247	191	56
Tocantins	911	1026	-115	1705	1805	-100	1344	1216	128
Maranhão	7424	1859	5565	13858	3149	10709	14226	3619	10607
Piauí	15206	3112	12094	18665	6634	12031	19549	5334	14215
Ceará	35217	8165	27052	26712	15981	10731	22677	9990	12687
Rio Grande do Norte	8841	3803	5038	7942	5376	2566	4681	4342	339
Paraíba	21068	5387	15681	19488	8363	11125	13794	7334	6460
Pernambuco	60344	16227	44117	51138	18334	32804	31623	14507	17116
Alagoas	18641	3819	14822	23760	5966	17794	17487	5213	12274
Sergipe	5895	3107	2788	8410	3178	5232	5363	3448	1915
Bahia	94577	18126	76451	111603	34241	77362	80924	27902	53022
Minas Gerais	85653	44604	41049	68789	62388	6401	61325	45197	16128
Espírito Santo	3264	3391	-127	4166	4201	-35	2731	3514	-783
Rio de Janeiro	21666	11478	10188	17102	16029	1073	15815	13760	2055
São Paulo	618016	618016	0	755152	755152	0	903526	903526	0
Paraná	72937	30819	42118	46460	41715	4745	29583	37118	-7535
Santa Catarina	4241	5951	-1710	5955	8998	-3043	7483	12245	-4762
Rio Grande do Sul	5346	4722	624	6839	4932	1907	6560	5153	1407
Mato Grosso do Sul	11911	13585	-1674	12481	11985	496	8310	11249	-2939
Mato Grosso	6928	7944	-1016	7210	6575	635	5236	5426	-190
Goiás	6193	6476	-283	7237	8863	-1626	5540	7811	-2271
Distrito Federal	3867	2520	1347	3928	4570	-642	4301	4685	-384
Total	1119457	819611	299846	1229328	1035740	193588	1271018	1138536	132482

Fonte dos dados básicos: Censos demográficos, 1991, 2000 e 2010, IBGE. Elaboração da autora.

*Data fixa: 1986-1991; 1995-2000; 2005-2010.

3.2 MESORREGIÕES DE DESTINO DAS IMIGRANTES DENTRO DO ESTADO DE SÃO PAULO

A análise seguinte descreve as mesorregiões paulistas que mais atraíram mulheres em idade reprodutiva nos três períodos analisados. São apresentadas estimativas para migrantes intra e interestaduais em São Paulo, para que se possa observar suas mesorregiões mais dinâmicas em termos migratórios tanto no contexto nacional, quanto no contexto interno.

Como é mostrado na TAB.3, a Mesorregião Metropolitana de São Paulo atraiu a maior parte das migrantes intra e interestaduais de data fixa em idade reprodutiva no Estado entre 1986 e 2010. Do ponto de vista interestadual, o poder de atração da mesorregião diminuiu. No primeiro e no segundo quinquênios analisados, mais de 65,0% das imigrantes se dirigiram à Mesorregião Metropolitana de São Paulo, mas no período entre 2005 e 2010, essa proporção caiu para aproximadamente 53,0%. Na dinâmica migratória interna do Estado, a atratividade da mesorregião aumentou, fazendo com que ela recebesse 44,4% das migrantes intraestaduais, de 2005 a 2010, contra os 37,1% recebidos no quinquênio 1986-1991. Cabe ressaltar que o número absoluto de imigrantes interestaduais que se dirigiram à mesorregião diminuiu entre os períodos analisados, enquanto o número de migrantes intraestaduais aumentou consideravelmente.

Em segundo lugar, destaca-se a Mesorregião de Campinas, que passou a ser mais atrativa, na dinâmica migratória interestadual, e menos atrativa, na intraestadual. Entre 1986-1991, mais de 12,0% das migrantes intraestaduais se deslocaram em direção à mesorregião, proporção que passou para 10,7% no último quinquênio analisado. No caso dos deslocamentos interestaduais, a mesorregião de Campinas recebeu cerca de 8,8% das imigrantes no período 1986-1991, passando para mais de 11,5%, no período 2005-2010.

Boa parte das migrantes que se deslocaram dentro do Estado dirigiu-se também para a mesorregião Macro Metropolitana Paulista (7,7%, de 1986 a 1991, e 7,97%, de 2005 a 2010), que também aumentou seu poder de atração de mulheres vindas de outros estados (4,87%, de 1986 a 1991, e 6,81%, de 2005 a

2010). As demais mesorregiões, ao longo do período analisado, aumentaram suas participações como regiões de destino de imigrantes interestaduais no estado de São Paulo ou mantiveram suas participações próximas daquelas observadas no quinquênio 1986-1991, o que pode ser um indicativo de saturação da capacidade de absorção de imigrantes na Mesorregião Metropolitana de São Paulo no contexto interestadual.

No cenário das migrações intraestaduais, ocorreu o contrário: a maior parte das demais mesorregiões perdeu participação como destino das migrantes, mais atraídas, como já mencionado, pela mesorregião Metropolitana de São Paulo e pela mesorregião de Campinas. Este resultado pode estar relacionado às diferenças nas características sociodemográficas das migrantes intra e interestaduais e de suas famílias, que tenderiam, considerando que as migrações no País são movidas principalmente por motivos de trabalho, a selecionar migrantes para cada mesorregião de acordo com essas características e com a disponibilidade de empregos regionais aos quais essas pessoas se adequariam. Deve ser considerada, também, a possibilidade de realocação interna da população que imigrou de outros estados em quinquênios anteriores e não encontrou nos locais de destino as oportunidades esperadas de melhoria das condições de vida, optando por um segundo movimento migratório em direção à Mesorregião Metropolitana de São Paulo. Infelizmente, não é possível estimar esses movimentos com os dados disponíveis.

TABELA 3: São Paulo – Proporção de migrantes intraestaduais e imigrantes interestaduais de data fixa* por mesorregião de destino, mulheres de 15 a 49 anos, 1991, 2000 e 2010

<i>Mesorregião</i>	<i>1991</i>		<i>2000</i>		<i>2010</i>	
	<i>Migrantes intraestad.</i>	<i>Migrantes interestad.</i>	<i>Migrantes intraestad.</i>	<i>Migrantes interestad.</i>	<i>Migrantes intraestad.</i>	<i>Migrantes interestad.</i>
São José do Rio Preto	7,01%	2,05%	6,08%	2,16%	5,28%	3,68%
Ribeirão Preto	5,88%	4,21%	5,00%	4,05%	5,43%	5,99%
Araçatuba	2,55%	1,10%	2,18%	0,88%	2,08%	1,41%
Bauru	5,06%	1,58%	4,58%	1,43%	3,86%	2,61%
Araraquara	2,36%	1,38%	2,15%	1,24%	2,31%	1,64%
Piracicaba	3,16%	2,28%	3,13%	2,32%	2,85%	3,33%
Campinas	12,14%	8,81%	11,41%	8,49%	10,68%	11,53%
Presidente Prudente	3,67%	1,55%	3,00%	1,21%	2,60%	1,49%
Marília	1,75%	0,45%	1,57%	0,41%	1,17%	0,42%
Assis	1,99%	0,85%	1,76%	0,71%	1,59%	1,07%
Itapetininga	2,55%	0,81%	2,55%	0,80%	2,53%	1,06%
Macro Metropolitana Paulista	7,79%	4,87%	8,37%	4,83%	7,97%	6,81%
Vale do Paraíba Paulista	5,36%	4,32%	5,50%	5,00%	5,37%	5,40%
Litoral Sul Paulista	1,68%	0,65%	2,16%	0,71%	1,89%	0,60%
Metropolitana de São Paulo	37,07%	65,08%	40,57%	65,75%	44,40%	52,96%
<i>Total absoluto de mulheres</i>	<i>618016</i>	<i>501439</i>	<i>755152</i>	<i>481557</i>	<i>903526</i>	<i>450461</i>

Fonte dos dados básicos: Censos demográficos, 1991, 2000 e 2010, IBGE. Elaboração da autora.
*Data fixa: 1986-1991; 1995-2000; 2005-2010.

3.3 CARACTERÍSTICAS DAS MULHERES IMIGRANTES INTERESTADUAIS, MIGRANTES INTRA-ESTADUAIS E NÃO-MIGRANTES DE DATA FIXA EM SÃO PAULO

Esta seção descreve as principais características das mulheres migrantes e não-migrantes de data fixa, em idade reprodutiva, que viviam no estado de São Paulo, nas datas de referência dos Censos de 1991, 2000 e 2010. São apresentadas, separadamente, as estimativas para migrantes intra e interestaduais no Estado, uma vez que os perfis das mulheres são diferentes nos dois casos.

3.3.1 PERFIL ETÁRIO DAS MULHERES EM SÃO PAULO SEGUNDO CONDIÇÃO MIGRATÓRIA

A análise do perfil etário de imigrantes e não-migrantes é fundamental para o entendimento dos possíveis efeitos da migração sobre a fecundidade, uma vez que revela o peso da população migrante na população em idade reprodutiva, em cada faixa etária. Nesse sentido, é importante ressaltar que, embora a migração intraestadual não altere o padrão etário no estado como um todo (ao contrário da migração interestadual), ela pode interferir na fecundidade local, caso o ato de migrar exerça qualquer efeito sobre o comportamento reprodutivo das mulheres migrantes.

Em 1991, existiam 12,9% de imigrantes de data fixa na população feminina paulista em idade reprodutiva, sendo 7,1% migrantes intermunicipais intraestaduais e 5,8% migrantes interestaduais (TAB.4). O maior peso das imigrantes na população em análise foi observado nas idades mais jovens, em especial naquelas entre 15 e 29 anos (16,0%). No caso das imigrantes interestaduais, a maior participação ocorreu no grupo de 20 a 24 anos (10,0%), seguido pelos grupos de 15 a 19 anos (7,7%) e 25 a 29 anos (7,0%). Entre as migrantes intraestaduais, a maior participação foi observada no grupo entre 25 e 29 anos (8,6%), seguido pelos grupos de 20 a 24 anos (8,0%) e 30 a 34 anos (7,8%). Portanto, nota-se que o perfil etário das imigrantes interestaduais era mais

jovem, se comparado ao perfil etário das migrantes intraestaduais e também das não-migrantes (GRAF.1), o que indica que a migração interestadual atuou, no período 1986-1991, como um fator rejuvenescedor da estrutura etária feminina no estado de São Paulo, como um todo.

No ano 2000, ocorreu um envelhecimento das estruturas etárias das migrantes de data fixa, tanto intra, quanto interestaduais (GRAF. 1 e 2). Este fato, associado a um crescimento do peso relativo da população não-migrante feminina entre 15 e 49 anos e à redução do número de mulheres imigrantes interestaduais, reduziu o impacto da migração na estrutura etária feminina paulista, em comparação com o ano de 1991 (TAB.4). A participação das imigrantes interestaduais de data fixa entre as mulheres em idade reprodutiva em São Paulo passou, em 2000, para 4,5%, com destaque, mais uma vez, para os grupos etários mais jovens (entre 15 e 29 anos), em especial para o grupo de 20 a 24 anos (7,9%). A participação das migrantes intraestaduais, por outro lado, aumentou em todas as faixas etárias, com exceção daquelas entre 15 e 24 anos, embora, em termos absolutos, o número de mulheres migrantes nessas idades tenha aumentado em comparação com o período anterior. Este fato indica que, entre 1985 e 2000, a migração intraestadual aumentou especialmente nos grupos etários acima de 25 anos.

Em 2010, o peso da imigração interestadual na população feminina em idade reprodutiva em São Paulo caiu para 3,8%, devido ao arrefecimento dos movimentos migratórios interestaduais, ainda mais notável no período mais recente. Em termos absolutos, o número de imigrantes interestaduais no Estado caiu em todos os grupos etários destacados, com exceção dos grupos entre 35 e 49 anos, que apresentaram aumento do número de mulheres. As quedas mais acentuadas ocorreram nos grupos etários mais jovens (de 15 a 24 anos), indicando uma mudança no perfil das mulheres que optam por enfrentar uma mudança de estado em direção a São Paulo. Cabe ressaltar que esse fenômeno já havia sido observado, em menores dimensões, comparando-se o período 1995-2000 com o anterior (1986-1991): ocorreu redução do número de mulheres imigrantes interestaduais nos grupos etários entre 15 e 29 anos e aumento nos grupos entre 30 e 49 anos.

A proporção de migrantes intraestaduais de data fixa na população feminina paulista em idade reprodutiva, em 2010, foi de 7,7%. A tendência de aumento da participação, já observada no período anterior, ocorreu em todos os grupos etários, exceto naquele entre 45 e 49 anos, embora em termos absolutos o número de migrantes intraestaduais tenha aumentado neste e nos demais grupos etários, com exceção dos mais jovens (entre 15 e 19 anos). Este fato deve estar relacionado aos efeitos do envelhecimento da estrutura etária feminina em São Paulo.

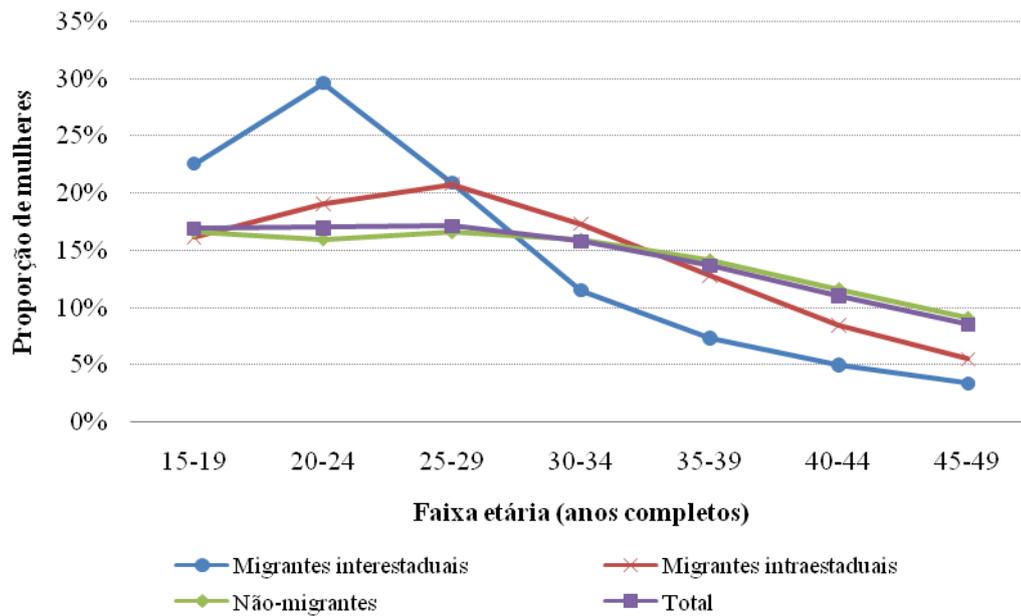
TABELA 4: São Paulo - distribuição das mulheres de 15 a 49 anos, por faixa etária e condição migratória*, 1991, 2000 e 2010

<i>Faixa Etária</i>	<i>Migrantes intraestad.</i>	<i>Migrantes interestad.</i>	<i>Não-migrantes</i>	<i>Total</i>	<i>Migrantes interestad. (%)</i>	<i>Migrantes intraestad. (%)</i>
<i>1991</i>						
15-19	112963	99814	1258111	1471966	7,67%	6,78%
20-24	148206	117671	1208422	1475578	10,04%	7,97%
25-29	104506	128063	1254879	1489263	7,02%	8,60%
30-34	57485	106946	1205562	1371805	4,19%	7,80%
35-39	36527	79097	1069891	1186684	3,08%	6,67%
40-44	24863	52222	880927	958735	2,59%	5,45%
45-49	16889	34202	691446	743215	2,27%	4,60%
<i>Total</i>	<i>501439</i>	<i>618015</i>	<i>7569238</i>	<i>8697246</i>	<i>5,77%</i>	<i>7,11%</i>
<i>2000</i>						
15-19	100361	116545	1604012	1820918	5,51%	6,40%
20-24	140914	137557	1497623	1776094	7,93%	7,74%
25-29	95779	139939	1381151	1616869	5,92%	8,65%
30-34	59143	124127	1360031	1543301	3,83%	8,04%
35-39	40110	103256	1345482	1488848	2,69%	6,94%
40-44	26620	77795	1219447	1323862	2,01%	5,88%
45-49	18629	55932	1026831	1101392	1,69%	5,08%
<i>Total</i>	<i>481556</i>	<i>755151</i>	<i>9434577</i>	<i>10671284</i>	<i>4,51%</i>	<i>7,08%</i>
<i>2010</i>						
15-19	68964	110732	1455785	1635481	4,22%	6,77%
20-24	115375	159168	1527612	1802155	6,40%	8,83%
25-29	100876	185893	1621754	1908523	5,29%	9,74%
30-34	66377	162048	1586582	1815007	3,66%	8,93%
35-39	43331	122268	1469120	1634719	2,65%	7,48%
40-44	31338	91942	1412235	1535515	2,04%	5,99%
45-49	24202	71473	1348758	1444433	1,68%	4,95%
<i>Total</i>	<i>450463</i>	<i>903524</i>	<i>10421846</i>	<i>11775833</i>	<i>3,83%</i>	<i>7,67%</i>
Fonte dos dados básicos: Censos demográficos, 1991, 2000 e 2010, IBGE. Elaboração da autora. *Data fixa: 1986-1991; 1995-2000; 2005-2010.						

Os Gráficos 1 a 3 mostram as distribuições relativas, por grupos etários quinquenais, das mulheres de 15 a 49 anos, residentes em São Paulo, dentro de cada condição migratória (data fixa), nos anos de 1991, 2000 e 2010. De modo geral, como já mencionado, a migração interestadual contribuiu para o rejuvenescimento da população feminina em idade reprodutiva nos três períodos analisados, embora essa contribuição tenha sido menos intensa nos últimos períodos. É possível observar que o perfil etário das imigrantes interestaduais é

mais jovem e concentrado na faixa entre 20 e 24 anos, enquanto entre as migrantes intraestaduais, o perfil é melhor distribuído entre as idades de 20 e 34 anos, com pico entre 25 e 29 anos.

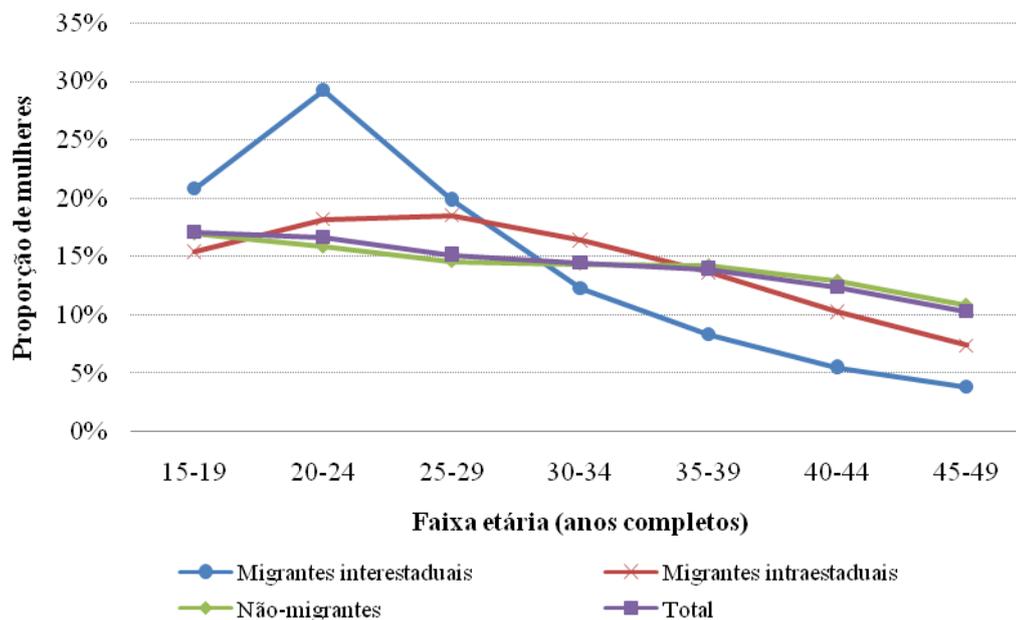
GRÁFICO 1 - São Paulo: distribuição das mulheres de 15 a 49 anos, por grupos de idade e condição migratória*, 1991



*Data-fixa (1986-1991)

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico 1991. Elaboração da autora.

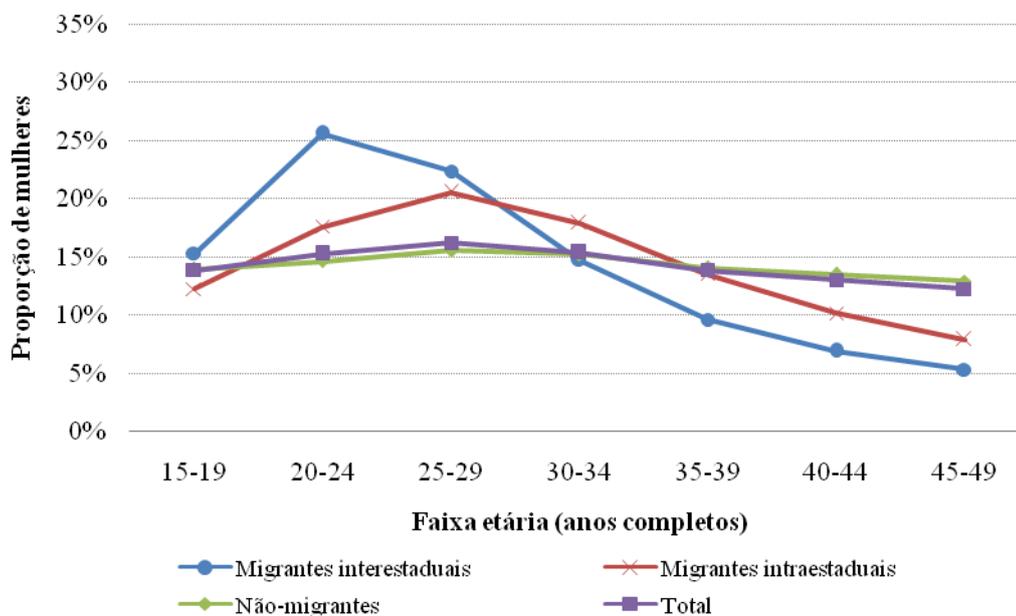
GRÁFICO 2 - São Paulo: distribuição das mulheres de 15 a 49 anos, por grupos de idade e condição migratória*, 2000



*Data-fixa (1995-2000)

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico 2000. Elaboração da autora.

GRÁFICO 3 - São Paulo: distribuição das mulheres de 15 a 49 anos, por grupos de idade e condição migratória*, 2010



*Data-fixa (2005-2010)

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico 2010. Elaboração da autora.

3.3.2 COR/RAÇA

A TAB.5 apresenta, para os três períodos analisados, a distribuição das mulheres em idade reprodutiva por cor/raça e condição migratória. Em todos os casos, a distribuição de mulheres em idade reprodutiva em cada categoria de cor foi semelhante para migrantes intraestaduais e não-migrantes. A maior parte das entrevistadas se classificou como branca (mais de 70%, em 1991 e 2000, e mais de 60%, em 2010), seguida pela categoria parda (mais de 20% nos três períodos). Entre as imigrantes interestaduais, a proporção de mulheres brancas foi sempre inferior àquela de migrantes intraestaduais e não-migrantes, enquanto a de pardas foi sempre superior (TAB.5). Em geral, entre os três períodos analisados, a proporção de mulheres que se autodeclararam brancas diminuiu, enquanto as declarações nas outras categorias aumentaram. Ainda assim, as semelhanças nas declarações de migrantes intraestaduais e de não-migrantes permaneceram, assim como as diferenças entre esses dois grupos e o grupo de imigrantes interestaduais, que passou a apresentar, em 2010, uma parcela ainda mais significativa de mulheres pardas (41,1%) em relação às brancas (51,8%).

TABELA 5 - São Paulo: Mulheres de 15 a 49 anos, segundo cor/raça e condição migratória*, 1991, 2000 e 2010

<i>Cor/Raça</i>	<i>Imigrantes interestad.</i>	<i>%</i>	<i>Migrantes intraestad.</i>	<i>%</i>	<i>Não-migrantes</i>	<i>%</i>
1991						
<i>Branca</i>	310472	61,90%	455583	73,70%	5559918	73,50%
<i>Preta</i>	17646	3,50%	20321	3,30%	287806	3,80%
<i>Amarela</i>	1559	0,30%	7190	1,20%	108590	1,40%
<i>Parda</i>	169277	33,80%	133464	21,60%	1560998	20,60%
<i>Indígena</i>	516	0,10%	211	0,00%	3185	0,00%
<i>Ignorada</i>	1969	0,40%	1247	0,20%	48741	0,60%
<i>Total</i>	<i>501439</i>	<i>100,00%</i>	<i>618016</i>	<i>100,00%</i>	<i>7569238</i>	<i>100,00%</i>
2000						
<i>Branca</i>	277176	57,60%	544289	72,10%	6736488	71,40%
<i>Preta</i>	24020	5,00%	28090	3,70%	424066	4,50%
<i>Amarela</i>	1787	0,40%	6862	0,90%	105598	1,10%
<i>Parda</i>	173538	36,00%	169801	22,50%	2097300	22,20%
<i>Indígena</i>	1730	0,40%	2009	0,30%	16655	0,20%
<i>Ignorada</i>	3306	0,70%	4101	0,50%	54471	0,60%
<i>Total</i>	<i>481557</i>	<i>100,00%</i>	<i>755152</i>	<i>100,00%</i>	<i>9434578</i>	<i>100,00%</i>
2010						
<i>Branca</i>	233335	51,80%	584348	64,70%	6630091	63,60%
<i>Preta</i>	26524	5,90%	44431	4,90%	572686	5,50%
<i>Amarela</i>	4496	1,00%	12310	1,40%	127435	1,20%
<i>Parda</i>	185196	41,10%	260685	28,90%	3076175	29,50%
<i>Indígena</i>	900	0,20%	1753	0,20%	10920	0,10%
<i>Ignorada</i>	10	0,00%	0	0,00%	4540	0,00%
<i>Total</i>	<i>450461</i>	<i>100,00%</i>	<i>903527</i>	<i>100,00%</i>	<i>10421847</i>	<i>100,00%</i>
<p>Fonte dos dados básicos: Censos demográficos, 1991, 2000 e 2010, IBGE. Elaboração da autora. *Data fixa: 1986-1991; 1995-2000; 2005-2010.</p>						

3.3.3 ESCOLARIDADE

Embora não exista uma base teórica clara que defina a relação de causalidade entre as duas variáveis, a escolaridade é um dos fatores socioeconômicos que afetam os níveis de fecundidade nas populações (JAIN, 1981). Por isso, os diferenciais de nível educacional entre migrantes e não-migrantes devem, também, estar relacionados às diferenças de fecundidade entre esses dois grupos.

As informações relativas à escolaridade variam entre as edições dos censos demográficos brasileiros. Nos Censos de 1991 e 2000, existe, por exemplo, a informação sobre anos de estudo completos. Entretanto, a edição de 2010 não traz tal informação para indivíduos que não frequentam escola. Para possibilitar a comparação entre os três períodos, a análise a seguir apresenta os dados de 1991 e 2000 agregados de forma compatível com a informação de grupos de anos de estudo que está disponível no Censo 2010.

Para a descrição dos dados, foram gerados, para 1991 e 2000, os seguintes grupos educacionais, correspondendo às categorias entre parênteses: 0 a 7 anos de estudo (sem instrução e fundamental incompleto); 8 a 10 anos de estudo (fundamental completo e médio incompleto); 11 a 14 anos de estudo (médio completo e superior incompleto); e 15 ou mais anos de estudo (superior completo).

Os dados apresentados na TAB.6 e nos GRAFs. 4 a 6 sugerem que as imigrantes interestaduais eram, nos três períodos analisados, menos escolarizadas que as migrantes intraestaduais e as não-migrantes. Os dados apontam para uma melhora no cenário educacional brasileiro de 1991 a 2010, uma vez que, em todos os grupos analisados, a proporção de mulheres sem instrução ou com apenas o ensino fundamental incompleto diminuiu. Entre as imigrantes interestaduais, elas passaram de 71,6%, em 1991, para 31,5% do total, em 2010. No caso das migrantes intraestaduais, a proporção passou de 61,0%, para 24,1%, enquanto entre as não-migrantes, passou de 57,0% para 25,5%. A proporção de mulheres nos demais grupos de escolaridade aumentou significativamente. Entre 1991 e 2010, aquelas com curso superior completo passaram de 6,3% para 18,2%, entre as migrantes intraestaduais, de 6,7% para 14,8%, entre as não-migrantes, e de 3,5% para 12,4%, entre as imigrantes interestaduais.

O aumento do número de mulheres em idade reprodutiva, classificadas como migrantes intraestaduais, ocorrido entre 1991 a 2010, associado ao crescimento da proporção de indivíduos com curso superior entre elas, sugere que, além da melhoria já mencionada no cenário educacional brasileiro, pode ter ocorrido aumento da mobilidade entre as pessoas mais qualificadas, o que deve estar relacionado à alocação regional das vagas de emprego de maior qualificação no

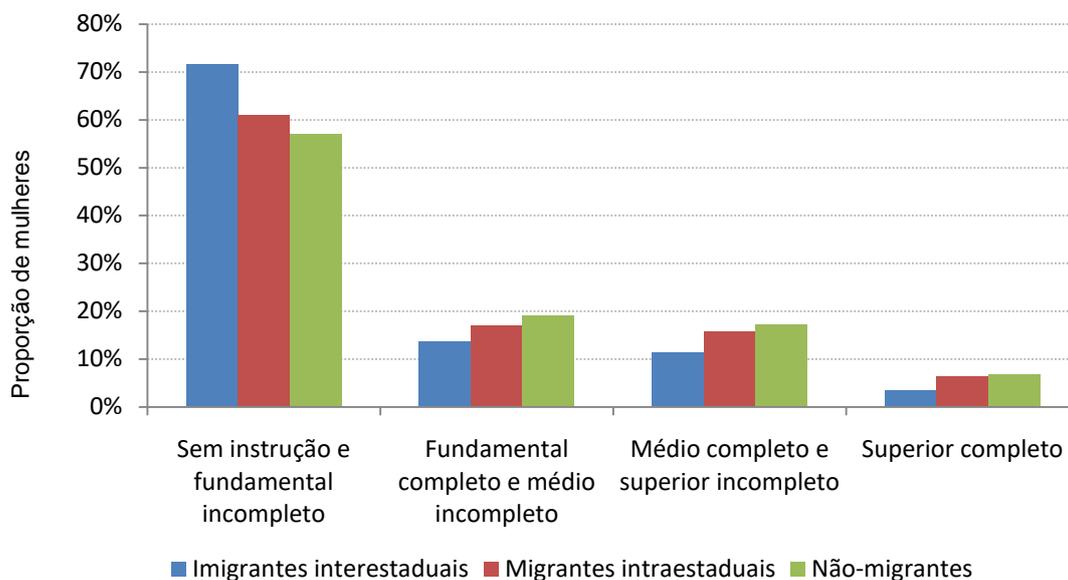
estado de São Paulo, associada à maior disponibilidade de profissionais qualificados no mercado, que tende a aumentar a concorrência por vagas nos centros econômicos mais dinâmicos.

TABELA 6 - São Paulo: Mulheres de 15 a 49 anos, segundo grupos de anos de estudo e condição migratória*, 1991, 2000 e 2010

<i>Escolaridade</i>	<i>Imigrantes interestad.</i>	<i>%</i>	<i>Migrantes intraestad.</i>	<i>%</i>	<i>Não-migrantes</i>	<i>%</i>
1991						
Sem instrução e fundamental incompleto	358970	71,60%	377261	61,00%	4316706	57,00%
Fundamental completo e médio incompleto	68051	13,60%	104644	16,90%	1438385	19,00%
Médio completo e superior incompleto	56307	11,20%	97054	15,70%	1302073	17,20%
Superior completo	17592	3,50%	38676	6,30%	507023	6,70%
Não determinado	518	0,10%	380	0,10%	5049	0,10%
<i>Total</i>	<i>501438</i>	<i>100,00%</i>	<i>618015</i>	<i>100,00%</i>	<i>7569236</i>	<i>100,00%</i>
2000						
Sem instrução e fundamental incompleto	272779	56,60%	317508	42,00%	3780197	40,10%
Fundamental completo e médio incompleto	98287	20,40%	175607	23,30%	2292022	24,30%
Médio completo e superior incompleto	88693	18,40%	196653	26,00%	2574583	27,30%
Superior completo	19050	4,00%	62699	8,30%	748601	7,90%
Não determinado	2747	0,60%	2686	0,40%	39174	0,40%
<i>Total</i>	<i>481556</i>	<i>100,00%</i>	<i>755153</i>	<i>100,00%</i>	<i>9434577</i>	<i>100,00%</i>
2010						
Sem instrução e fundamental incompleto	141815	31,50%	217768	24,10%	2661389	25,50%
Fundamental completo e médio incompleto	102465	22,70%	189542	21,00%	2356425	22,60%
Médio completo e superior incompleto	146572	32,50%	325522	36,00%	3755627	36,00%
Superior completo	55901	12,40%	164715	18,20%	1541147	14,80%
Não determinado	3710	0,80%	5980	0,70%	107259	1,00%
<i>Total</i>	<i>450463</i>	<i>100,00%</i>	<i>903527</i>	<i>100,00%</i>	<i>10421847</i>	<i>100,00%</i>

Fonte dos dados básicos: Censos demográficos, 1991, 2000 e 2010, IBGE. Elaboração da autora.
*Data fixa: 1986-1991; 1995-2000; 2005-2010.

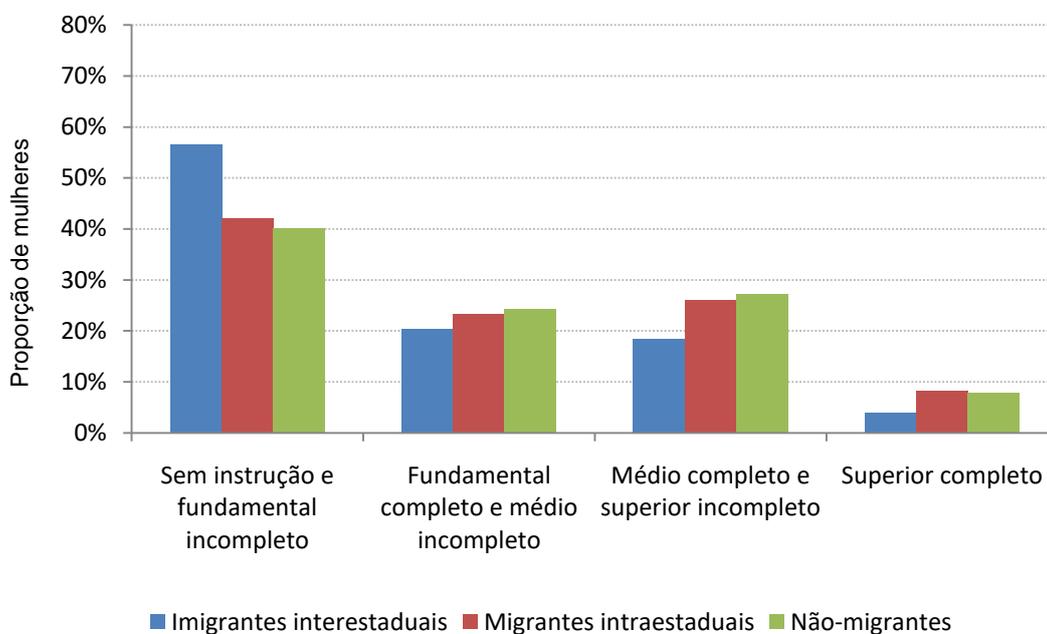
GRÁFICO 4: São Paulo - Mulheres de 15 a 49 anos, segundo nível de instrução e condição migratória*, 1991



*Data fixa: 1986-1991.

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico 1991. Elaboração da autora.

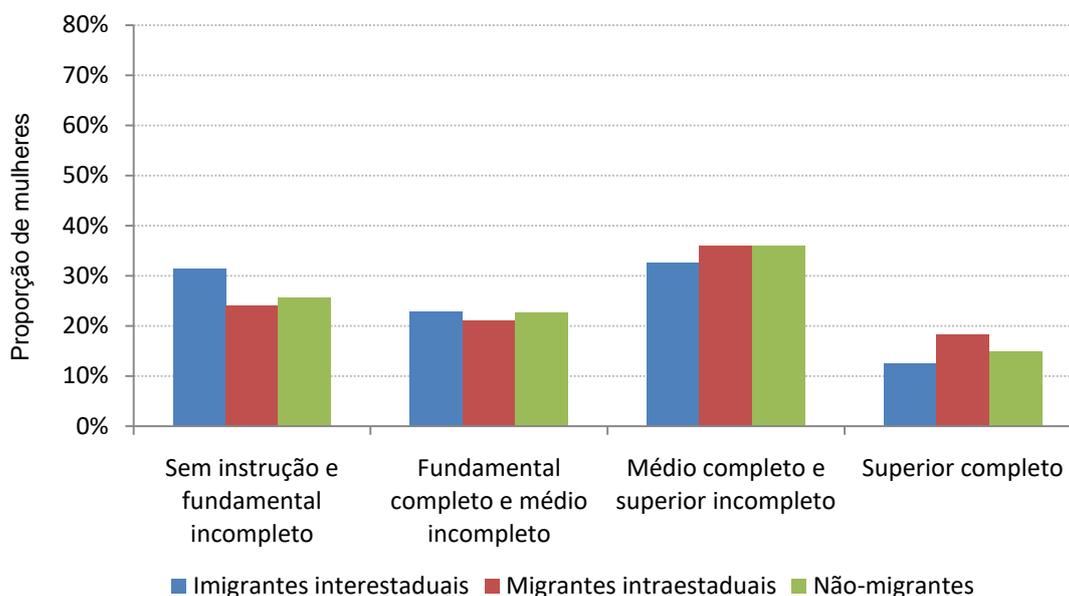
GRÁFICO 5: São Paulo - Mulheres de 15 a 49 anos, segundo nível de instrução e condição migratória*, 2000



*Data fixa: 1995-2000.

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico 2000. Elaboração da autora.

GRÁFICO 6: São Paulo - Mulheres de 15 a 49 anos, segundo nível de instrução e condição migratória*, 2010



*Data fixa: 2005-2010.

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico 2010. Elaboração da autora.

3.3.4 SITUAÇÃO CONJUGAL

A análise da situação conjugal das migrantes é importante porque esta variável, que está diretamente relacionada à exposição ao risco de ter filhos, influencia fortemente a fecundidade. A TAB.7 apresenta, para fins comparativos, a distribuição da população feminina no estado de São Paulo, segundo condição migratória e situação conjugal na data da pesquisa (se vive ou já viveu com cônjuge ou companheiro), nos anos de 1991, 2000 e 2010. A informação disponível para o ano de 1991 é composta por apenas duas categorias (sim e não), enquanto para os anos de 2000 e 2010 a classificação foi feita em três categorias (sim; não, mas viveu; nunca viveu). Entende-se, portanto, que, nos Censos de 2000 e 2010, as categorias “sim” e “não, mas já viveu”, correspondem à categoria “sim” do Censo de 1991.

TABELA 7 - São Paulo: Mulheres de 15 a 49 anos, segundo situação conjugal atual e condição migratória*, 1991, 2000 e 2010

1991						
Vive ou viveu com cônjuge ou companheiro	Imigrantes interest.		Migrantes intraest.		Não-migrantes	
	Mulheres	%	Mulheres	%	Mulheres	%
Sim	317277	63,30%	471773	76,30%	5041988	66,60%
Não	184162	36,70%	146243	23,70%	2527250	33,40%
Total	501439	100,00%	618016	100,00%	7569238	100,00%
2000						
Vive ou viveu com cônjuge ou companheiro	Imigrantes interest.		Migrantes intraest.		Não-migrantes	
	Mulheres	%	Mulheres	%	Mulheres	%
Sim	282295	58,60%	494095	65,40%	5216690	55,30%
não, mas viveu	45822	9,50%	84585	11,20%	1060785	11,20%
nunca viveu	153440	31,90%	176473	23,40%	3157102	33,50%
Total	481557	100,00%	755153	100,00%	9434577	100,00%
2010						
Vive ou viveu com cônjuge ou companheiro	Imigrantes interest.		Migrantes intraest.		Não-migrantes	
	Mulheres	%	Mulheres	%	Mulheres	%
Sim	277142	61,50%	578472	64,00%	5582347	53,60%
não, mas viveu	48383	10,70%	111461	12,30%	1343349	12,90%
nunca viveu	124937	27,70%	213593	23,60%	3496150	33,50%
Total	450462	100,00%	903526	100,00%	10421846	100,00%

Fonte dos dados básicos: Censos demográficos, 1991, 2000 e 2010, IBGE. Elaboração da autora.
*Data fixa: 1986-1991; 1995-2000; 2005-2010.

Entre os três períodos analisados, as proporções de mulheres que nunca viveram com cônjuge ou companheiro entre as migrantes intraestaduais e as não-migrantes mantiveram-se praticamente constantes (em torno de 23,5% e 33,5%, respectivamente). No caso das imigrantes interestaduais, essa proporção caiu de 36,7% para 31,9%, entre 1991 e 2000, chegando a 27,7% em 2010. Analisando as informações mais detalhadas dos últimos dois períodos, nota-se que apenas entre as imigrantes interestaduais a proporção de mulheres que viviam com cônjuge na data da pesquisa aumentou (de 58,6% para 61,5%). Nos demais casos, essa proporção apresentou leve redução, passando de 65,4% para 64,0% entre as migrantes intraestaduais, e de 55,3% para 53,6%, entre as não-migrantes. Considerando o perfil etário sempre mais jovem das imigrantes

interestaduais, este resultado sugere que a migração de mulheres em idade reprodutiva em direção a São Paulo possa ser motivada, especialmente, pelo acompanhamento familiar.

3.3.5 RELAÇÃO COM O RESPONSÁVEL PELA FAMÍLIA OU PELO DOMICÍLIO

A condição da mulher na família pode exercer influência sobre as motivações individuais para a migração e, também, sobre o poder de decisão em relação à fecundidade. Mulheres que são chefes de família, por exemplo, tendem a ser as principais responsáveis pelo sustento do lar e podem optar por dedicar mais tempo ao trabalho, ao invés de ter um ou mais filhos. Além disso, no caso de migração familiar, podem ser elas as motivadoras do movimento migratório. Mulheres que são cônjuges do chefe da família, por outro lado, tenderiam a ser acompanhantes dos companheiros na mudança de residência, por vezes abrindo mão de trabalhar ou tendo mais dificuldade para encontrar um emprego num primeiro momento após a migração, o que poderia influenciar a fecundidade positivamente.

As estimativas apresentadas a seguir referem-se à condição da mulher na família, para o ano de 1991, à relação das mulheres com o responsável pela família, em 2000 e à relação das mulheres com o responsável pelo domicílio, em 2010. O objetivo por trás da utilização dessa informação é captar como as mulheres estão inseridas em suas famílias, uma vez que, como já mencionado, o papel que elas exercem pode afetar suas preferências e seu controle sobre as decisões relativas à fecundidade. Mulheres que são responsáveis pela família ou pelo domicílio, por exemplo, tendem a ter o próprio trabalho como principal forma de sustento pessoal e dos demais membros da família/domicílio. Dessa forma, elas podem priorizar o trabalho em detrimento da fecundidade, ao contrário das mulheres em outras situações.

TABELA 8 - São Paulo: Mulheres de 15 a 49 anos, segundo relação com o responsável pelo domicílio e condição migratória*, 1991, 2000 e 2010

1991						
<i>Condição na família</i>	<i>Imigrantes interestad.</i>	<i>%</i>	<i>Migrantes intraestad.</i>	<i>%</i>	<i>Não-migrantes</i>	<i>%</i>
Responsável	42404	8,50%	59498	9,60%	808945	10,70%
Cônjuge	275927	55,00%	420016	68,00%	4378490	57,80%
Outros Parentes	127609	25,40%	116637	18,90%	2273428	30,00%
Agregada	13911	2,80%	7646	1,20%	37855	0,50%
Pensionista	2324	0,50%	2294	0,40%	7124	0,10%
Empregada Doméstica	35900	7,20%	8450	1,40%	51553	0,70%
Individual	3362	0,70%	3475	0,60%	11840	0,20%
<i>Total</i>	<i>501439</i>	<i>100,00%</i>	<i>618016</i>	<i>100,00%</i>	<i>7569235</i>	<i>100,00%</i>
2000						
<i>Relação com o responsável pela família</i>	<i>Imigrantes interestad.</i>	<i>%</i>	<i>Migrantes intraestad.</i>	<i>%</i>	<i>Não-migrantes</i>	<i>%</i>
Responsável	57856	12,00%	113081	15,00%	1389523	14,70%
Cônjuge	268330	55,70%	469024	62,10%	4916839	52,10%
Outros Parentes	125504	26,10%	155993	20,70%	3056576	32,40%
Agregada	8101	1,70%	6117	0,80%	25797	0,30%
Pensionista	2785	0,60%	2965	0,40%	7026	0,10%
Empregada Doméstica	17149	3,60%	4812	0,60%	31215	0,30%
Parente da empregada doméstica	23	0,00%	12	0,00%	276	0,00%
Individual em domicílio coletivo	1807	0,40%	3148	0,40%	7326	0,10%
<i>Total</i>	<i>481555</i>	<i>100,00%</i>	<i>755152</i>	<i>100,00%</i>	<i>9434578</i>	<i>100,00%</i>
2010						
<i>Relação com o responsável pelo domicílio</i>	<i>Imigrantes interestad.</i>	<i>%</i>	<i>Migrantes intraestad.</i>	<i>%</i>	<i>Não-migrantes</i>	<i>%</i>
Responsável	107761	23,90%	235000	26,00%	2399508	23,00%
Cônjuge	192218	42,70%	414045	45,80%	3895645	37,40%
Outros Parentes	125955	28,00%	222718	24,60%	4034531	38,70%
Agregada	16854	3,70%	22724	2,50%	58869	0,60%
Pensionista	838	0,20%	1260	0,10%	2814	0,00%
Empregada Doméstica	5218	1,20%	3662	0,40%	17227	0,20%
Parente da empregada doméstica	46	0,00%	16	0,00%	560	0,00%
Individual em domicílio coletivo	1571	0,30%	4101	0,50%	11542	0,10%
<i>Total</i>	<i>450461</i>	<i>100,00%</i>	<i>903526</i>	<i>100,00%</i>	<i>10420696</i>	<i>100,00%</i>

Fonte dos dados básicos: Censos demográficos, 1991, 2000 e 2010, IBGE. Elaboração da autora.
*Data-fixa: 1986-1991; 1995-2000; 2005-2010

As diferenças nas variáveis selecionadas (se referentes à família ou ao domicílio) devem-se às diferenças existentes entre os três censos utilizados neste trabalho. A informação referente à família, nos dois primeiros censos citados, é a ideal, uma vez que fornece uma medida do papel da mulher em sua unidade familiar e não no domicílio como um todo, já que nele podem coabitar mais de uma família. Como tal informação foi retirada do Censo 2010, será utilizada para este ano a variável similar, mas referente ao domicílio. Em domicílios com características multifamiliares, por exemplo, o papel da mulher na família pode não ser captado de forma correta no ano de 2010. Para que se tenha uma ideia da possível dimensão desse viés, torna-se apropriado verificar a proporção de domicílios multifamiliares no Brasil, que varia de acordo com a Grande Região: no Brasil, a proporção de domicílios particulares permanentes, com mais de uma família residente, foi de 6,8% e 6,5%, respectivamente, em 1991 e 2000. Na Região Sudeste, onde se localiza o estado de São Paulo, essa proporção foi de 6,2%, em 1991, e 5,4%, em 2000. Nas regiões Norte e Nordeste, tais proporções foram mais elevadas e aumentaram entre os dois censos mencionados, chegando a 10,4% na Região Norte, no ano 2000. (IBGE, 2000)

Os dados da TAB.8 mostram que, em todos os períodos analisados, a maior parte das mulheres, migrantes ou não, era cônjuge do responsável pela família ou domicílio. Em 1991, entre as migrantes intraestaduais, essa proporção era bastante superior àquelas referentes às migrantes interestaduais e não-migrantes (68,0% contra, respectivamente, 55,0% e 57,8%). Destacaram-se, também, as diferenças em relação à posição de chefe da família, superior no caso das não-migrantes (10,7% contra 8,5%, para imigrantes interestaduais, e 9,6%, para migrantes intraestaduais). Outro resultado interessante está na proporção de mulheres que migraram de outros estados para São Paulo e viviam na condição de empregada doméstica na família (7,2%), condição observada em apenas 1,4% dos casos de migrantes intraestaduais e 0,7% das não-migrantes. Este fato indica que boa parte das migrações interestaduais femininas, no período 1986-1991, pode ter sido motivada pelo emprego em trabalhos domésticos ou que este tipo de trabalho seja uma das alternativas factíveis para as mulheres de outros estados que chegam em São Paulo.

Em 2000, a proporção de mulheres responsáveis pela família em São Paulo cresceu em relação a 1991. Entre as imigrantes interestaduais, 12,0% foram classificadas nessa categoria, enquanto entre as migrantes intraestaduais e as não-migrantes essa proporção foi, respectivamente, de 15,0% e 14,7%. A proporção de mulheres classificadas como cônjuge do responsável permaneceu maior entre as migrantes intraestaduais (62,1%), mas aumentou apenas para as imigrantes interestaduais (passando para 55,7%). Entre as não-migrantes, a proporção de cônjuges foi de 52,1%. A parcela de empregadas domésticas diminuiu drasticamente, independentemente da condição migratória das mulheres, mas permaneceu bastante superior entre as imigrantes interestaduais (3,6%, contra 0,6% e 0,3% para as migrantes intraestaduais e as não-migrantes, respectivamente).

No ano de 2010, em comparação com os anos anteriores, diminuiu a proporção de mulheres, em idade reprodutiva, que eram cônjuges do responsável pelo domicílio em São Paulo: 42,7% das imigrantes interestaduais, 45,8% das migrantes intraestaduais e 37,4% das não-migrantes. A proporção de responsáveis pelo domicílio, entre as mulheres no Estado, foi bastante superior à proporção de responsáveis pela família nos anos anteriores, independentemente da condição migratória (23,9% das imigrantes interestaduais, 26,0% das migrantes intraestaduais e 23,0% das não-migrantes). Embora as medidas referentes à família e ao domicílio não sejam diretamente comparáveis, entende-se que, se uma pessoa é a responsável pelo domicílio, no caso de domicílios multifamiliares, ela também será responsável pela família. Dessa forma, é possível inferir que a proporção de mulheres responsáveis pelas famílias de fato aumentou entre 2000 e 2010. A proporção de empregadas domésticas é uma medida que tende a ser similar, se não idêntica, ao se comparar a relação com o responsável pela família e com o responsável pelo domicílio. Em 2010, essa proporção foi de 1,2%, entre as imigrantes interestaduais, 0,4%, entre as migrantes intraestaduais, e 0,2%, entre as não-migrantes, confirmando uma tendência à redução dessas profissionais vivendo entre as famílias ou domicílios paulistas nos quais trabalhavam, seja por uma redução na contratação ou na proporção de empregadas domésticas residindo com os patrões. Cabe ressaltar que, entre as imigrantes interestaduais, essa diminuição foi bastante significativa

entre 1991 e 2010 (de 7,2% para 1,2%), o que pode indicar que os trabalhos domésticos no estado de São Paulo passaram a ser menos atrativos para a população de outros estados brasileiros, possivelmente uma consequência da redução na demanda por essas profissionais, por uma maior oferta interna ou pela substituição desses serviços por outros similares e de menor custo.

3.3.6 PARTURIÇÃO

O número total de filhos que uma mulher já possui, havendo oferta de métodos contraceptivos, pode influenciar sua fecundidade corrente. Caso este número esteja próximo do número desejado de filhos pela mulher, ela pode optar por controlar sua fecundidade. A análise da parturição de coortes entre os censos, especificamente nesta análise descritiva, não seria adequada, uma vez que as mulheres em estudo são migrantes de data fixa, em períodos decenais distintos. Dessa forma, se uma mulher era imigrante interestadual e tinha entre 15 e 19 anos em 1991, no ano 2000 ela terá entre 24 e 28 anos e, caso tenha permanecido no estado de São Paulo no período, poderá ser migrante intraestadual ou não-migrante. Além disso, os resultados da análise seriam afetados pelo erro de memória, que afeta os dados de parturição, é crescente com a idade e caracterizado pelo excesso ou pela falta na declaração do número de filhos nascidos vivos. Por isso, nesta análise serão comparados os mesmos grupos etários entre os censos, e não os grupos etários dez anos mais velhos que os anteriores, nos censos subsequentes.

A parturição média por grupo etário segundo condição migratória é apresentada na TAB.9. Essa medida é obtida pela razão entre o total de filhos tidos nascidos vivos e o total de mulheres em risco de ter filhos em determinado grupo etário.

Em 1991, as parturições das mulheres não-migrantes em São Paulo foram inferiores às das migrantes em todos os grupos etários. No grupo etário mais jovem, entre 15 e 19 anos, destaca-se a diferença entre migrantes e não-migrantes: as imigrantes interestaduais e as intraestaduais tiveram, respectivamente, 0,18 e 0,21 filhos em média, enquanto as não-migrantes tiveram 0,12 filhos em média. Entre as migrantes, destacam-se as diferenças entre

intraestaduais e interestaduais, nas idades abaixo e acima de 30 anos. Os números médios de filhos tidos pelas imigrantes interestaduais, nos grupos etários de 15 a 29 anos, foram sempre inferiores àqueles observados entre as migrantes intraestaduais. Entretanto, nos grupos etários entre 30 e 49 anos, ocorreu o contrário: as migrantes intraestaduais apresentaram menores níveis de parturição. As maiores diferenças nesse sentido foram observadas nas idades mais jovens, no grupo de 20 a 24 anos (com uma média de 0,67 filhos por mulher, entre as imigrantes interestaduais e 0,85 filhos por mulher, entre as migrantes intraestaduais) e nas idades acima de 30 anos, nos grupos de 35 a 39 anos (3,10 filhos por mulher, entre as imigrantes interestaduais e 2,70, entre as migrantes intraestaduais), 40 a 44 anos (3,99 filhos por mulher, entre as imigrantes interestaduais e 3,21, entre as migrantes intraestaduais) e 45 a 49 anos (4,98 filhos por mulher, entre as imigrantes interestaduais e 3,77 entre as migrantes intraestaduais).

No ano 2000, a parturição das mulheres entre 15 e 19 anos foi superior àquela apresentada pela coorte de mesma idade no ano de 1991, independentemente da condição migratória. Na coorte entre 20 e 24 anos, apenas as imigrantes interestaduais de data fixa apresentaram níveis de parturição superiores, em comparação com as mulheres do mesmo grupo etário e condição migratória no período anterior (0,72 filhos por mulher, em 2000, contra 0,67, em 1991). As mulheres nos demais grupos etários, migrantes ou não, tiveram parturições menores, quando comparadas às mulheres de mesmas idades no censo anterior. Entre as mulheres mais jovens, as migrantes intraestaduais responderam pelos maiores níveis de parturição: 0,23, 0,79 e 1,31 filhos em média, respectivamente, para os grupos entre 15 e 19, entre 20 e 24 e entre 25 e 29 anos, contra 0,22, 0,72 e 1,24, respectivamente, para os mesmos grupos etários, entre imigrantes interestaduais, e 0,13, 0,61 e 1,20 filhos em média, para os mesmos grupos de idade, entre as não-migrantes.

Nota-se, nesse sentido, que entre as mulheres de 15 a 24 anos, as não-migrantes apresentaram níveis de parturição bastante inferiores àqueles das migrantes. Nas idades acima dos 30 anos, as imigrantes interestaduais passam a responder por níveis de parturição cada vez maiores, em relação às mulheres em outras

condições migratórias. Na faixa etária entre 45 e 49 anos, a parturição dessas mulheres chegou a 3,90 filhos por mulher, enquanto os níveis apresentados pelas migrantes interestaduais e pelas não-migrantes foram, respectivamente, de 2,82 e 2,73 filhos por mulher.

TABELA 9 - São Paulo: Parturição média por grupo etário segundo condição migratória*. Mulheres de 15 a 49 anos, 1991, 2000 e 2010

1991									
Grupo etário	Imigrantes interestaduais			Migrantes intraestaduais			Não-migrantes		
	Mulheres	Parturição total	Parturição média	Mulheres	Parturição total	Parturição média	Mulheres	Parturição total	Parturição média
15--19	112963	20549	0,1819	99814	21123	0,2116	1258111	145702	0,1158
20--24	148206	98838	0,6669	117671	99520	0,8457	1208422	745923	0,6173
25--29	104506	143357	1,3718	128063	192415	1,5025	1254879	1629834	1,2988
30--34	57485	127876	2,2245	106946	230927	2,1593	1205562	2371200	1,9669
35--39	36527	113274	3,1011	79097	214299	2,7093	1069891	2600151	2,4303
40--44	24863	99313	3,9944	52222	168019	3,2174	880927	2466689	2,8001
45--49	16889	84105	4,9799	34202	129062	3,7735	691446	2202759	3,1857
Total	501439	687312	-	618015	1055365	-	7569238	12162258	-
2000									
Grupo etário	Imigrantes interestaduais			Migrantes intraestaduais			Não-migrantes		
	Mulheres	Parturição total	Parturição média	Mulheres	Parturição total	Parturição média	Mulheres	Parturição total	Parturição média
15--19	100361	22468	0,2239	116545	26355	0,2261	1604012	220584	0,1375
20--24	140914	101197	0,7181	137557	109038	0,7927	1497623	911835	0,6089
25--29	95779	118834	1,2407	139939	183777	1,3133	1381151	1658847	1,2011
30--34	59143	113368	1,9168	124127	231552	1,8654	1360031	2387048	1,7551
35--39	40110	101852	2,5393	103256	234012	2,2663	1345482	2896184	2,1525
40--44	26620	84843	3,1872	77795	200404	2,5761	1219447	3005604	2,4647
45--49	18629	72647	3,8997	55932	157874	2,8226	1026831	2801193	2,728
Total	481556	615209	-	755151	1143012	-	9434577	13881295	-
2010									
Grupo etário	Imigrantes interestaduais			Migrantes intraestaduais			Não-migrantes		
	Mulheres	Parturição total	Parturição média	Mulheres	Parturição total	Parturição média	Mulheres	Parturição total	Parturição média
15--19	68964	13253	0,1922	110732	18077	0,1633	1455785	140840	0,0967
20--24	115375	64526	0,5593	159168	89364	0,5614	1527612	667058	0,4367
25--29	100876	92060	0,9126	185893	174971	0,9412	1621754	1436176	0,8856
30--34	66377	93317	1,4059	162048	231867	1,4309	1586582	2208153	1,3918
35--39	43331	78869	1,8202	122268	223843	1,8308	1469120	2625511	1,7871
40--44	31338	69450	2,2162	91942	195176	2,1228	1412235	2837148	2,009
45--49	24202	59413	2,4549	71473	164670	2,3039	1348758	2918176	2,1636
Total	450463	470888	-	903524	1097968	-	10421846	12833062	-

Fonte dos dados básicos: Censos demográficos, 1991, 2000 e 2010, IBGE. Elaboração da autora.

*Data-fixa: 1986-1991; 1995-2000; 2005-2010

Em 2010, os níveis de parturição das mulheres em todos os grupos etários e condições migratórias foram bastante inferiores aos verificados no censo anterior. As não-migrantes continuaram a responder pelos menores valores, em todas as idades. No grupo etário entre 15 e 19 anos, a parturição média das imigrantes interestaduais (0,19 filhos por mulher) foi superior à das migrantes intraestaduais (0,16 filhos por mulher) e, especialmente, àquela das não-migrantes (0,10 filhos por mulher). Nas idades entre 20 e 39 anos, as migrantes intraestaduais apresentaram os maiores níveis de parturição, enquanto nas faixas entre 40 e 49 anos, eles foram encontrados entre as imigrantes interestaduais. Apesar dessas diferenças, a parturição das migrantes, inter ou intraestaduais, foi semelhante em todas as faixas etárias. No último grupo etário, entre 45 e 49 anos, imigrantes interestaduais, migrantes intraestaduais e não-migrantes tiveram parturições de, respectivamente, 2,45, 2,30 e 2,16 filhos por mulher, resultados bastante inferiores àqueles das mulheres de mesmas idades e condições migratórias nos dois censos anteriores.

3.3.7 RENDA

O nível de rendimento das mulheres e de suas famílias reflete suas condições socioeconômicas e pode influenciar suas decisões de fecundidade de diversas formas. A decisão de ter ou não um filho pode estar relacionada às mudanças nos níveis de renda das famílias e nos preços relativos de outros bens, o que é bem representado pelo modelo de Becker e Lewis (1973), que fazem uma abordagem microeconômica do assunto, na qual a função utilidade da família depende do número de crianças escolhido, da qualidade dessas crianças (que, por hipótese, é a mesma para todas) e do consumo dos demais bens. Sendo assim, um aumento na qualidade é mais caro se há mais crianças, porque o aumento será aplicado a mais unidades. Do mesmo modo, um aumento na quantidade é mais caro se as crianças são de melhor qualidade, porque uma qualidade superior dos filhos custa mais. Portanto, os níveis de renda, bem como choques positivos ou negativos nos mesmos, têm influência não apenas no consumo de outros bens, mas também nas decisões sobre o número de filhos das famílias. Devido à existência desse *trade off* entre qualidade e quantidade de filhos, um choque positivo na renda das

famílias deve aumentar o consumo de outros bens e não a fecundidade. (BECKER, 1981)

Dentre as diversas fontes que podem compor a renda das famílias, o rendimento auferido pelas mulheres no mercado de trabalho tende a exercer uma importante influência sobre as suas decisões de fecundidade: quanto maiores forem os salários a elas oferecidos, maior será o custo de oportunidade de ter filhos, já que a produção e o cuidado com os filhos são tempo-intensivos (CUNHA e VASCONCELOS, 2016). Dessa forma, quanto mais tempo a mulher alocar para o cuidado com os filhos, menos tempo terá disponível para trabalhar e menor será sua renda do trabalho, quando comparada ao seu rendimento potencial. Como consequência, a fecundidade deve ser menor quanto maiores forem os salários das mulheres.

3.3.7.1 RENDIMENTO DO TRABALHO PRINCIPAL

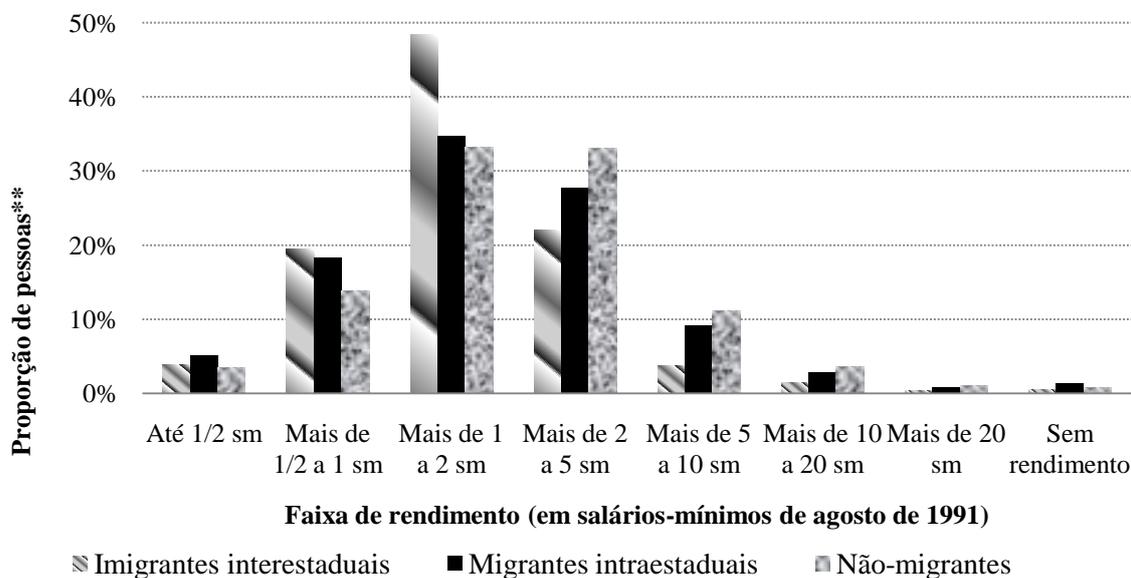
Os Gráficos 7, 8 e 9 mostram a distribuição das mulheres em São Paulo, em 1991, 2000 e 2010, respectivamente, segundo condição migratória e faixas de rendimento do trabalho principal, em salários-mínimos. Em todos os períodos analisados, os rendimentos das imigrantes interestaduais eram inferiores aos das migrantes intraestaduais e das não-migrantes. Comparando as distribuições das três classificações, por condição migratória, havia uma maior proporção de mulheres imigrantes interestaduais distribuídas nas faixas salariais de até dois salários mínimos (71,8% delas, contra 58,2% das migrantes intraestaduais e 50,5% das não-migrantes). No ano 2000, os rendimentos das mulheres, em geral, apresentaram uma melhora em relação ao período anterior: as proporções de trabalhadoras que recebiam até dois salários mínimos caíram para, respectivamente, 57,5%, 42,8% e 41,5%, entre as imigrantes interestaduais, migrantes intraestaduais e não-migrantes. Em 2010, as distribuições das mulheres por faixas de rendimentos se tornaram similares, independente da condição migratória, com picos na faixa entre um e dois salários mínimos. A proporção de mulheres que recebiam até dois salários mínimos foi de 75,8% entre as imigrantes interestaduais, 64,7%, entre as migrantes intraestaduais e 70,3% entre as não-migrantes (TAB.10).

TABELA 10 - São Paulo: Mulheres de 15 a 49 anos, segundo condição migratória* e faixas de rendimento do trabalho principal em salários-mínimos, 1991, 2000 e 2010

1991						
Rendimento do trabalho principal em s.m.	Imigrantes interestaduais		Migrantes intraestaduais		Não-migrantes	
	Número de mulheres	%	Número de mulheres	%	Número de mulheres	%
Até 1/2 sm	9305	3,86%	12920	5,15%	118919	3,45%
Mais de 1/2 a 1 sm	47143	19,54%	46046	18,36%	477601	13,84%
Mais de 1 a 2 sm	116648	48,35%	86909	34,65%	1145664	33,20%
Mais de 2 a 5 sm	53125	22,02%	69463	27,70%	1138989	33,01%
Mais de 5 a 10 sm	9115	3,78%	23032	9,18%	383257	11,11%
Mais de 10 a 20 sm	3583	1,49%	7068	2,82%	122618	3,55%
Mais de 20 sm	985	0,41%	2055	0,82%	37586	1,09%
Sem rendimento	1348	0,56%	3308	1,32%	25719	0,75%
Total	241252	100,00%	250801	100,00%	3450353	100,00%
2000						
Rendimento do trabalho principal em s.m.	Imigrantes interestaduais		Migrantes intraestaduais		Não-migrantes	
	Número de mulheres	%	Número de mulheres	%	Número de mulheres	%
Até 1/2 sm	3771	1,81%	7726	2,33%	83049	1,80%
Mais de 1/2 a 1 sm	30871	14,78%	42222	12,75%	533028	11,52%
Mais de 1 a 2 sm	85511	40,94%	91660	27,69%	1302656	28,16%
Mais de 2 a 5 sm	64475	30,87%	103666	31,31%	1613758	34,89%
Mais de 5 a 10 sm	12281	5,88%	49870	15,06%	673457	14,56%
Mais de 10 a 20 sm	5913	2,83%	19654	5,94%	247199	5,34%
Mais de 20 sm	2218	1,06%	6458	1,95%	84523	1,83%
Sem rendimento	3811	1,82%	9790	2,96%	88147	1,91%
Total	208851	100%	331046	100%	4625817	100%
2010						
Rendimento do trabalho principal em s.m.	Imigrantes interestaduais		Migrantes intraestaduais		Não-migrantes	
	Número de mulheres	%	Número de mulheres	%	Número de mulheres	%
Até 1/2 sm	11108	4,52%	23733	4,51%	256721	4,05%
Mais de 1/2 a 1 sm	54409	22,12%	97356	18,49%	1317008	20,76%
Mais de 1 a 2 sm	121017	49,19%	219736	41,74%	2886034	45,49%
Mais de 2 a 5 sm	33726	13,71%	112687	21,40%	1274452	20,09%
Mais de 5 a 10 sm	13444	5,46%	44265	8,41%	375305	5,92%
Mais de 10 a 20 sm	5053	2,05%	13088	2,49%	99394	1,57%
Mais de 20 sm	1770	0,72%	3427	0,65%	26437	0,42%
Sem rendimento	5484	2,23%	12188	2,31%	108875	1,72%
Total	246011	100%	526480	100%	6344226	100%

Fonte dos dados básicos: Censos demográficos, 1991, 2000 e 2010, IBGE. Elaboração da autora.
*Data-fixa: 1986-1991; 1995-2000; 2005-2010

GRÁFICO 7 - São Paulo: Mulheres de 15 a 49 anos, segundo condição migratória* e faixas de rendimento do trabalho principal em salários-mínimos, 1991

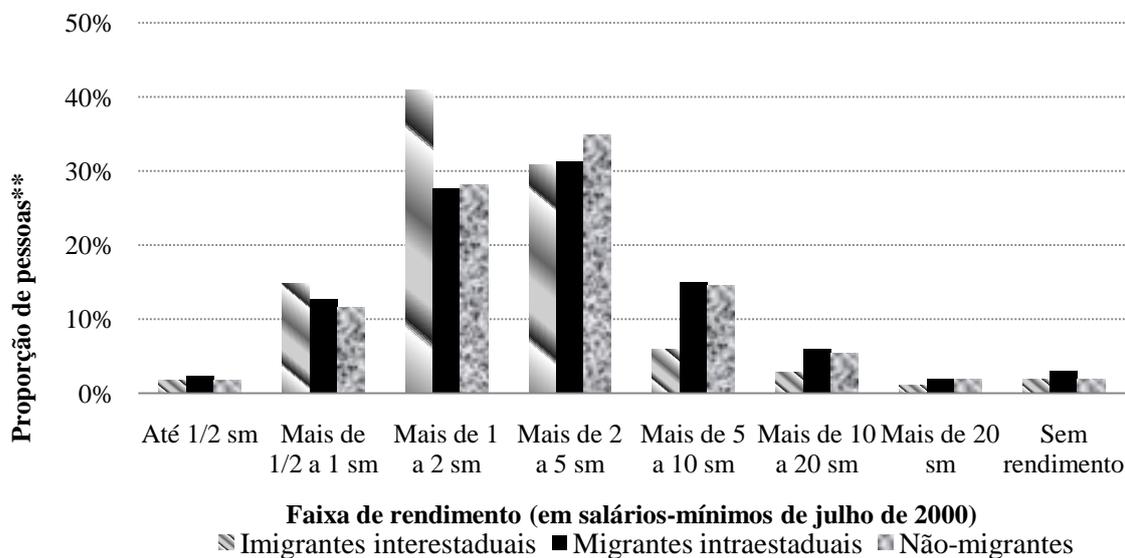


*Data-fixa (1986-1991)

**Em relação àquelas que declararam rendimentos

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico 1991. Elaboração da autora.

GRÁFICO 8 - São Paulo: Mulheres de 15 a 49 anos, segundo condição migratória* e faixas de rendimento do trabalho principal em salários-mínimos, 2000

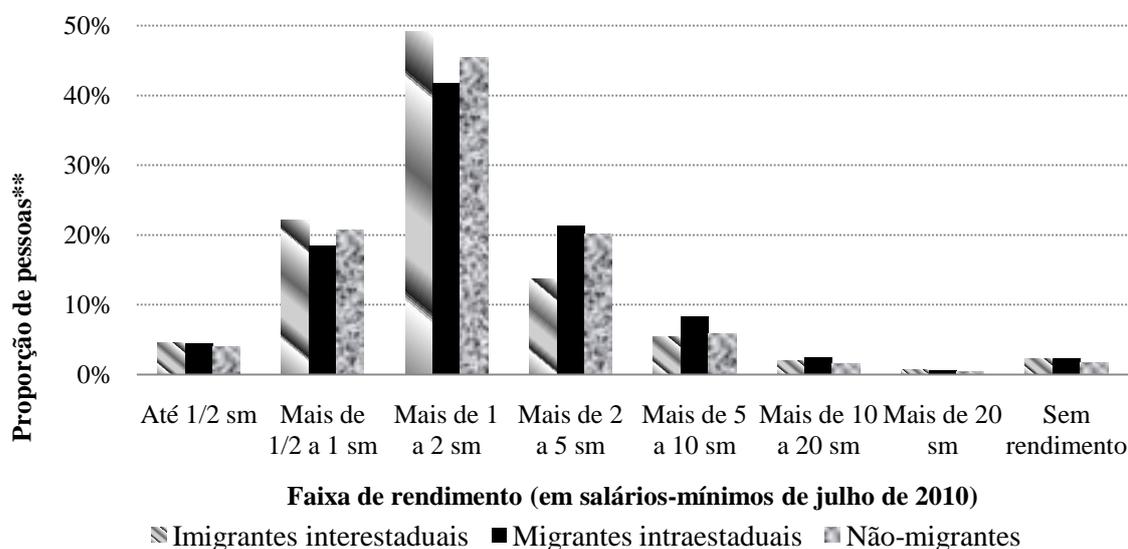


*Data-fixa (1995-2000)

**Em relação àquelas que declararam rendimentos

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico 2000. Elaboração da autora.

GRÁFICO 9 - São Paulo: Mulheres de 15 a 49 anos, segundo condição migratória* e faixas de rendimento do trabalho principal em salários-mínimos, 2010



*Data-fixa (2005-2010)

**Em relação àquelas que declararam rendimentos

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico 2010. Elaboração da autora.

3.3.7.2 RENDIMENTO FAMILIAR/DOMICILIAR PER CAPITA

O rendimento familiar, como já mencionado, tem efeito sobre a fecundidade. Entre os três censos utilizados neste trabalho, existem diferenças na disponibilidade dos dados de rendimentos da unidade da qual os indivíduos fazem parte: famílias ou domicílios. No Censo Demográfico de 1991, duas informações estão disponíveis: o rendimento mensal familiar e o rendimento mensal domiciliar. Já nos Censos de 2000 e 2010, apenas a informação relativa ao domicílio está presente. A diferença conceitual entre rendimento familiar e domiciliar é que, no primeiro caso, somam-se as rendas dos membros da família⁸, enquanto no segundo, consideram-se as

⁸ A família foi definida como: o conjunto de pessoas, vivendo no mesmo domicílio e que fossem ligadas por laços de parentesco, dependência doméstica ou normas de convivência, as pessoas que morassem sozinhas em domicílios particulares ou o conjunto de pessoas (5, no máximo), sem laços de parentesco e/ou dependência doméstica, que morassem em um mesmo domicílio. Dessa forma, em um mesmo domicílio, poderia existir mais de uma família, que foram classificadas como "famílias conviventes". As famílias que habitavam sozinhas o domicílio particular foram classificadas como famílias únicas. (IBGE, 1996)

rendas de todos os membros do domicílio⁹, somando-se, inclusive, os rendimentos de famílias diferentes que habitam a mesma unidade domiciliar.

O rendimento familiar, dessa forma, pode representar, com maior precisão, a renda que influencia diretamente a fecundidade. Em domicílios particulares com mais de uma família, por exemplo, a renda da própria família deve ter maior peso nas decisões das mulheres do que o rendimento do domicílio como um todo. Dessa forma, uma vez que a informação sobre o rendimento das famílias está disponível na pesquisa de 1991, ela será apresentada. Nos demais censos, existe apenas a informação sobre o rendimento domiciliar. Portanto, a variável que será utilizada nesses casos é o rendimento nominal mensal domiciliar per capita, em faixas de salários-mínimos.

As Tabelas 11 e 12 mostram, para fins comparativos, as distribuições das mulheres migrantes e não-migrantes em São Paulo, em 1991, de acordo com a condição migratória e as faixas, em salários-mínimos, de rendimento nominal mensal familiar per capita, no primeiro caso, e rendimento nominal mensal domiciliar per capita, no segundo caso. Existem diferenças nas distribuições das mulheres de acordo com o tipo de rendimento considerado, especialmente entre aquelas que se declararam sem rendimentos e às pertencentes à faixa de mais de 5 salários-mínimos mensais per capita. No caso do rendimento familiar, havia mais mulheres sem rendimentos e menos mulheres na faixa superior (mais de 5 salários-mínimos), em comparação com a distribuição das mulheres segundo rendimento domiciliar per capita. Além dessa diferença, havia mais mulheres sem informações de rendimento familiar, quando comparadas àquelas sem informações sobre rendimento domiciliar. Nas demais faixas de rendimentos, as distribuições foram bastante similares em cada categoria de condição migratória.

⁹ São considerados domicílios as moradias estruturalmente independentes, com um ou mais cômodos e entrada privativa. Os domicílios foram classificados como particulares, quando serviam de moradia a, no máximo cinco famílias, mesmo que estivesse localizado em estabelecimento industrial, comercial, etc, e, como coletivos, quando ocupados por grupos conviventes e/ou famílias, nos quais a relação entre os moradores se restringia à subordinação de ordem administrativa e ao cumprimento de normas de convivência, além dos domicílios ocupados por seis ou mais pessoas sem relação de parentesco e dependência doméstica (grupo convivente) e aqueles em que residiam seis ou mais famílias conviventes. (IBGE, 1996)

Uma explicação para as diferenças encontradas pode ser a existência de famílias conviventes num mesmo domicílio, o que possibilitaria, por exemplo, que uma mulher pertencesse a uma família sem rendimentos, ao mesmo tempo em que vivesse em um domicílio em outra faixa de rendimentos.

TABELA 11 - São Paulo: mulheres de 15 a 49 anos, segundo faixas de rendimento nominal mensal familiar per capita (em salários-mínimos*) e condição migratória, 1991**

Faixas de salários-mínimos	<i>Imigrantes interestaduais</i>		<i>Migrantes intraestaduais</i>		<i>Não-migrantes</i>	
	Número de mulheres	%	Número de mulheres	%	Número de mulheres	%
<i>Sem rendimento</i>	10504	2,09%	13747	2,22%	156178	2,06%
Até 1/4	16412	3,27%	27346	4,42%	218144	2,88%
Mais de 1/4 a 1/2	56123	11,19%	76806	12,43%	689138	9,10%
Mais de 1/2 a 1	131041	26,13%	151262	24,48%	1683096	22,24%
Mais de 1 a 2	143120	28,54%	160616	25,99%	2149885	28,40%
Mais de 2 a 3	50376	10,05%	66489	10,76%	973967	12,87%
Mais de 3 a 5	35111	7,00%	51958	8,41%	757175	10,00%
Mais de 5	44674	8,91%	54791	8,87%	722539	9,55%
Sem informação	14078	2,81%	15000	2,43%	219116	2,89%
<i>Total</i>	<i>501439</i>	<i>100%</i>	<i>618015</i>	<i>100%</i>	<i>7569238</i>	<i>100%</i>

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico 1991. Elaboração da autora.

*Salários-mínimos de setembro de 1991.

**Data fixa: 1986-1991.

TABELA 12 - São Paulo: mulheres de 15 a 49 anos, segundo faixas de rendimento nominal mensal domiciliar per capita (em salários-mínimos*) e condição migratória, 1991**

Faixas de salários-mínimos	<i>Imigrantes interestaduais</i>		<i>Migrantes intraestaduais</i>		<i>Não-migrantes</i>	
	Número de mulheres	%	Número de mulheres	%	Número de mulheres	%
<i>Sem rendimento</i>	5937	1,18%	8231	1,33%	96239	1,27%
Até 1/4	15304	3,05%	26403	4,27%	211741	2,80%
Mais de 1/4 a 1/2	55405	11,05%	76666	12,41%	681876	9,01%
Mais de 1/2 a 1	133268	26,58%	152297	24,64%	1695519	22,40%
Mais de 1 a 2	144461	28,81%	162604	26,31%	2169162	28,66%
Mais de 2 a 3	50191	10,01%	65359	10,58%	957858	12,65%
Mais de 3 a 5	36151	7,21%	51833	8,39%	754891	9,97%
Mais de 5	56090	11,19%	68823	11,14%	936688	12,37%
Sem informação	4632	0,92%	5800	0,94%	65263	0,86%
<i>Total</i>	<i>501439</i>	<i>100%</i>	<i>618016</i>	<i>100%</i>	<i>7569237</i>	<i>100%</i>

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico 1991. Elaboração da autora.

*Salários-mínimos de setembro de 1991.

**Data fixa: 1986-1991.

As Tabelas 13 e 14 apresentam, respectivamente para os anos 2000 e 2010, as distribuições das mulheres migrantes e não-migrantes em São Paulo, de acordo com a condição migratória e o rendimento nominal mensal domiciliar per capita, em faixas de salários-mínimos. Entre 1991 e 2000, considerando, para fins comparativos, o rendimento domiciliar per capita, ocorreu uma melhora na distribuição de renda de migrantes e não-migrantes. No caso das imigrantes interestaduais, a proporção de mulheres com rendimento domiciliar per capita abaixo de um salário-mínimo passou de 41,86%, em 1991, para 39,86, em 2000. Nos casos das migrantes intraestaduais e das não-migrantes, essa proporção passou, respectivamente, de 42,65% para 34,35% e de 35,48% para 31,30%, entre os mesmos anos. Entre 2000 e 2010, ocorreu uma piora na distribuição de renda das mulheres em São Paulo, ampliando, no último ano, a proporção daquelas com menos de um salário mínimo de renda domiciliar per capita para valores superiores, inclusive, àqueles do ano de 1991: 49,55%, entre as imigrantes interestaduais, 44,18%, entre as migrantes intraestaduais e 46,10%, entre as não-migrantes. A proporção de mulheres com rendimento domiciliar per capita acima de 5 salários-mínimos caiu ao longo dos anos, no caso das imigrantes interestaduais, passando de 11,19%, em 1991, para 10,28%, em 2000, e para 8,62%, em 2010. Entre as migrantes intraestaduais e as não-migrantes, as proporções aumentaram, entre 1991 e 2000, mas caíram entre 2000 e 2010. As proporções de mulheres nessa faixa de rendimentos foi de 11,14%, em 1991, 15,41%, em 2000 e 10,14%, em 2010, entre as migrantes interestaduais, e de 12,37%, 14,09% e 6,47%, nos mesmos anos, entre as não-migrantes.

TABELA 13 - São Paulo: Mulheres de 15 a 49 anos, segundo faixas de rendimento nominal mensal domiciliar per capita (em salários-mínimos) e condição migratória, 2000**

Faixas de salários-mínimos	Imigrantes interestaduais		Migrantes intraestaduais		Não-migrantes	
	Número de mulheres	%	Número de mulheres	%	Número de mulheres	%
Sem rendimento	19255	4,00%	27135	3,59%	270821	2,87%
Até ¼	11687	2,43%	19227	2,55%	210336	2,23%
Mais de 1/4 a 1/2	44115	9,16%	62563	8,28%	662470	7,02%
Mais de 1/2 a 1	116911	24,28%	150498	19,93%	1809590	19,18%
Mais de 1 a 2	147674	30,67%	199108	26,37%	2680370	28,41%
Mais de 2 a 3	52537	10,91%	91356	12,10%	1295792	13,73%
Mais de 3 a 5	36145	7,51%	84753	11,22%	1161405	12,31%
Mais de 5	49521	10,28%	116391	15,41%	1329395	14,09%
Sem informação	3711	0,77%	4121	0,55%	14400	0,15%
Total	481556	100%	755152	100%	9434579	100%

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico 2000. Elaboração da autora.

*Salários-mínimos da data de referência do censo (01/08/2000).

**Data fixa: 1995-2000.

TABELA 14 - São Paulo: Mulheres de 15 a 49 anos, segundo faixas de rendimento nominal mensal domiciliar per capita (em salários-mínimos) e condição migratória, 2010

Faixas de salários-mínimos	Imigrantes interestaduais		Migrantes intraestaduais		Não-migrantes	
	Número de mulheres	%	Número de mulheres	%	Número de mulheres	%
Sem rendimento	18735	4,16%	31856	3,53%	417121	4,00%
Até ¼	14199	3,15%	30771	3,41%	358535	3,44%
Mais de 1/4 a 1/2	57958	12,87%	102023	11,29%	1169949	11,23%
Mais de 1/2 a 1	132303	29,37%	234505	25,95%	2859338	27,44%
Mais de 1 a 2	124538	27,65%	240767	26,65%	3133460	30,07%
Mais de 2 a 3	34450	7,65%	89948	9,96%	1049901	10,07%
Mais de 3 a 5	27346	6,07%	77624	8,59%	745518	7,15%
Mais de 5	38849	8,62%	91610	10,14%	673965	6,47%
Sem informação	2084	0,46%	4423	0,49%	14059	0,13%
Total	450462	100%	903527	100%	10421846	100%

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico 2010. Elaboração da autora.

*Salários-mínimos de julho de 2010.

**Data fixa: 2005-2010.

4. ESTIMAÇÃO DOS EFEITOS DA MIGRAÇÃO SOBRE A FECUNDIDADE ATRAVÉS DA APLICAÇÃO DE MÉTODOS DE PAREAMENTO

Os métodos de pareamento buscam, para a realização de estimativas de efeitos causais, aproximar, o máximo possível, dados observacionais (não aleatórios e cujos desenhos não são controlados pelos pesquisadores) daqueles obtidos através de experimentos aleatórios (com desenhos totalmente controlados pelos pesquisadores), visando igualar ou balancear a distribuição das covariáveis nos grupos de tratamento e controle, tornando-os comparáveis. A principal vantagem por trás deste objetivo, assegurada nos experimentos aleatórios, é a garantia de que tais grupos são apenas aleatoriamente diferentes nas características observáveis ou não-observáveis. Embora existam outros métodos alternativos a eles, tais como os modelos de regressão, variáveis instrumentais, modelos de seleção ou de equações estruturais, os métodos de pareamento possuem as seguintes vantagens: 1) são complementares aos métodos de regressão, gerando resultados robustos quando combinados a eles; 2) destacam áreas da distribuição das covariáveis onde não há sobreposição suficiente entre os grupos de tratamento e controle, superando os modelos de regressão e de seleção, que têm fraco desempenho quando submetidos a condições desse tipo e não possuem diagnósticos de sobreposição; e 3) possuem diagnóstico direto de sua performance. Nos casos em que a variável-resposta dos modelos a serem estimados já existe entre os dados utilizados, como ocorre no caso deste trabalho, os métodos de pareamento podem contribuir para a redução do viés na estimação dos efeitos do tratamento. (STUART, 2010)

O objetivo desta tese é estimar o impacto da migração na fecundidade das mulheres nordestinas que migraram para o estado de São Paulo no quinquênio 2000-2010. Para isto, são comparados grupos de mulheres entre 15 e 49 anos (dentro do período reprodutivo) que nasceram nos estados da Região Nordeste e são imigrantes de data fixa no estado de São Paulo, com 1) mulheres, naturais deste estado e que nunca migraram (residem no município de nascimento) e 2)

naturais de estados da Região Nordeste e que nunca migraram (residem no município de nascimento). Desta forma, serão avaliadas as diferenças de fecundidade entre as migrantes e as mulheres naturais e não-migrantes das suas regiões de origem e destino. Além disso, as nordestinas em São Paulo foram divididas em três grupos distintos: 1) imigrantes interestaduais de data fixa, 2) imigrantes com mais de 5 anos de residência no estado, não-migrantes intermunicipais de data fixa e 3) mulheres, com mais de cinco anos de residência em São Paulo, naturais do Nordeste e imigrantes intermunicipais de data fixa em São Paulo. Uma vez que a heterogeneidade existente entre os cinco grupos selecionados nas características observáveis que guardam relação com a fecundidade poderia gerar resultados falso-explicativos, caso fossem comparadas medidas agregadas de fecundidade que não a levasse em conta, serão utilizados dois métodos de pareamento para possibilitar a comparação de grupos com a maior semelhança possível nessas características: o Pareamento por Escores de Propensão (PSM, do inglês *Propensity Score Matching*) e o Pareamento Exato Engrossado (*Coarsened Exact Matching* - CEM), que são explicados nesta seção. O objetivo por trás da utilização de dois métodos distintos de pareamento é mostrar suas diferenças metodológicas e como elas podem influenciar os resultados. É importante ressaltar que as motivações individuais que levaram a migrar as mulheres da população selecionada para este trabalho não podem ser controladas, pois não são conhecidas. Ainda assim, considerando as diferenças de fecundidade, entre grupos de mulheres, segundo determinadas características socioeconômicas que são conhecidas, o pareamento baseado nessas características pode fornecer resultados interessantes e consistentes das diferenças na fecundidade corrente entre migrantes e não-migrantes.

4.1 PROPENSITY SCORE MATCHING

O problema central das avaliações de impacto é a inexistência de informações sobre os indivíduos que receberam determinado tratamento, caso não o tivessem recebido. Caso esta informação existisse, o efeito puro do tratamento seria dado pela diferença entre os resultados dos indivíduos nos dois estados (tratado e não-

tratado) na variável resposta. Para o indivíduo i , sendo D uma variável dummy com valor 1, para a condição de tratado, e 0, para não-tratado, e Y_{di} a variável de resultado, tal efeito seria dado por¹⁰:

$$\pi_i = Y_{1i} - Y_{0i} \quad . \quad (1.1)$$

Enquanto o efeito médio do tratamento sobre os indivíduos tratados (ou ATT, do inglês *average treatment effect on treated*) seria:

$$\pi_i = E[Y_{1i} - Y_{0i} | D_i = 1] \quad (1.2)$$

o que, por sua vez, poderia ser representado como:

$$E(Y_{1i} - Y_{0i} | D_i = 1) = E(Y_{1i} | D_i = 1) - E(Y_{0i} | D_i = 1) \quad (1.3)$$

Como já mencionado, o resultado de um indivíduo do grupo de tratamento caso não fosse tratado ($E(Y_{0i} | D_i = 1)$) não pode ser observado, já que ele não pode, num mesmo ponto no tempo, ser tratado e não tratado. Para solucionar esse problema, não é possível substituir o termo desconhecido pelos resultados de indivíduos não tratados na população em questão, se a seleção de indivíduos para receber o tratamento não é determinada aleatoriamente, ou seja, se participantes são selecionados com base nas características individuais que guardam relação com os objetivos do programa que define o tratamento. Portanto, se substituíssemos o termo não conhecido simplesmente pelo resultado de um indivíduo não tratado ($E(Y_{0i} | D_i = 0)$), não poderíamos garantir um resultado não viesado, já que não poderíamos assegurar que $E(Y_{0i} | D_i = 1) = E(Y_{0i} | D_i = 0)$, uma vez que podem existir diferenças nas características observáveis e não observáveis entre os grupos de tratamento e controle. O viés nos resultados, nesse caso, poderia ser decomposto em três componentes, devido ao viés de seleção, relacionados ao pareamento ou à ponderação inadequados dos dados e a diferenças nos suportes sobre os quais efeitos experimentais e não-experimentais são estimados (HECKMAN, ICHIMURA e TODD, 1997). Tais componentes do viés têm como fontes:

¹⁰ Ver HECKMAN, ICHIMURA e TODD (1997).

1. Ausência de suporte comum: inexistência de indivíduos não tratados que sejam comparáveis a alguns indivíduos no grupo de tratamento;
2. Diferenças nas distribuições das características observáveis entre as duas populações;
3. Viés de seleção: diferenças nos resultados que permanecem mesmo depois do condicionamento nas características observáveis e da realização das comparações dentro da região de suporte comum, devido à seleção nas características não-observáveis.

Os métodos de pareamento eliminam as duas primeiras fontes de viés: a primeira, ao realizar o pareamento apenas na região de suporte comum; a segunda, que deve-se às diferenças nas densidades de ponderação, é eliminada porque tais métodos reponderam, de forma efetiva, os dados dos indivíduos do grupo de controle, para igualar sua distribuição dos escores de propensão àquela do grupo de tratamento. A terceira fonte de viés, relacionada às diferenças nas características não observáveis entre os grupos, não é solucionada, fazendo com que o pareamento seja capaz de reduzir, mas não de eliminar totalmente o viés nas estimativas do efeito do tratamento.

O pareamento por escores de propensão ou *Propensity Score Matching* (PSM) é um método proposto por Rosenbaum e Rubin (1983), cujo objetivo é utilizar uma única variável, calculada com base em um conjunto de covariáveis observadas, para gerar um grupo de controle com pares mais similares aos indivíduos do grupo de tratamento. Dessa forma, os autores definiram essa variável, o escore de propensão, como a probabilidade condicional de atribuição de um tratamento, dado um conjunto de covariáveis observadas. Assim, sendo X_i um conjunto de variáveis observadas para N indivíduos identificados por i ($i=1,2,3,\dots,n$), e sendo z uma variável dummy indicadora da condição de tratamento (com valor 1, para indivíduos tratados, e 0, para indivíduos do grupo de controle), o escore de propensão ($e(x)$) é dado por:

$$e(x)=pr(z=1/x) \quad (2.1)$$

Assumindo a hipótese de independência condicional, ou seja, de que os resultados potenciais não dependem da participação no tratamento (z), dado o conjunto de características X , temos que:

$$pr(z_1, \dots, z_n | x_1, \dots, x_n) = \prod_{i=1}^n e(x_i)^{z_i} \{1 - e(x_i)\}^{1-z_i} \quad (2.2)$$

Assim, indivíduos com valores idênticos do escore de propensão, nos grupos de tratamento e controle, terão distribuições muito similares das covariáveis observadas, tornando tais grupos comparáveis.

A estimativa do valor dos escores de propensão geralmente é feita através de uma regressão logística, cujo resultado é um valor que varia entre 0 e 1 e indica a probabilidade de um indivíduo pertencer ao grupo de tratamento, dadas suas características conhecidas, representadas pelas variáveis de controle utilizadas. A regressão logística pode ser denotada por:

$$f(z) = \frac{e^z}{1+e^z}, \quad (3.1)$$

sendo $z = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_n x_n$, em que x_1, \dots, x_n são as variáveis de controle e β_0, \dots, β_n , os coeficientes da regressão estimados com base nas características X dos indivíduos. A equação 2.1 pode ser reescrita como:

$$f(z) = \frac{e^{(\beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_n x_n)}}{1 + e^{(\beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_n x_n)}} \quad (3.2)$$

Para que se possa estimar o efeito causal de determinado tratamento, os indivíduos tratados devem ser pareados aos indivíduos do grupo de controle que possuam valores dos escores de propensão estimados iguais ou muito próximos dos seus. Esta etapa consiste nos seguintes passos:

1. Divisão do conjunto de escores de propensão calculados em K blocos de intervalos iguais, dentro dos quais é testada a diferença nas médias dos escores de propensão dos grupos de tratamento e controle. Se as médias dentro de algum dos blocos forem diferentes, ele será dividido em dois outros blocos, que serão novamente testados. Este processo ocorre até que não existam mais diferenças nas médias dos escores de propensão entre tratamento e controle em cada bloco.

2. Definido o número de blocos, são testadas, dentro de cada um deles, as diferenças nas médias das variáveis utilizadas para calcular os escores de propensão. Caso haja diferença nas médias de alguma das variáveis entre os dois grupos, a especificação do modelo deve ser alterada para uma forma menos parcimoniosa, os escores de propensão devem ser novamente calculados e o processo deve ser repetido.
3. Quando não houver diferenças significativas entre os grupos de tratamento e controle, dentro dos K blocos, prossegue-se para a estimativa do efeito médio do tratamento no tratado (ATT).

Sendo $p(X_i)$ o escore de propensão estimado, o ATT pode então ser denotado por¹¹:

$$ATT = E\{E[Y_{1i}|D_i = 1, p(X_i)] - E[Y_{0i}|D_i = 0, p(X_i)]|D_i = 1\} \quad (4.1)$$

A variável $p(X)$ na expressão 4.1, que representa o conjunto dos escores de propensão estimados para cada indivíduo, é uma variável contínua, que varia de 0 a 1. Essa característica faz com que seja muito difícil encontrar uma correspondência exata dos escores de propensão entre indivíduos dos grupos de tratamento e controle, o que torna insuficiente a estimativa desses valores para a estimação do ATT através da equação 4.1. Para solucionar esse problema, são utilizados estimadores não paramétricos na especificação do modelo de pareamento. Os estimadores mais citados na literatura são¹²:

1. Pareamento por estratificação: consiste na divisão do conjunto dos escores de propensão em intervalos, de forma que as médias dos escores sejam iguais entre os grupos de controle e tratamento, dentro de cada intervalo. Podem ser utilizados os mesmos blocos identificados pelo algoritmo de cálculo dos escores de propensão. Depois disso, são computadas as diferenças entre os resultados médios de indivíduos tratados e não tratados, dentro de cada intervalo que possua simultaneamente indivíduos

¹¹ Ver BECKER e ICHINO (2002).

¹² Para a formalização detalhada dos métodos, ver BECKER e ICHINO (2002).

dos grupos de tratamento e controle. Por fim, a média dos ATT do conjunto de blocos, ponderada pela distribuição de indivíduos tratados entre os blocos, fornece a estimativa final do ATT de interesse. O pareamento por estratificação descarta os blocos nos quais não existam unidades de tratamento ou de controle, o que pode gerar resultados ruins.

2. Pareamento pelo vizinho mais próximo (NNM, do inglês *Nearest Neighbor Matching*): combina cada indivíduo do grupo de tratamento a pelo menos um indivíduo do grupo de controle cujo valor do escore de propensão seja o mais próximo possível do seu, de modo que a todas as unidades tratadas sejam atribuídos pares das unidades de controle. Os indivíduos do controle, neste caso, podem ser usados como pares para mais de um indivíduo tratado, caso seja escolhida a opção de pareamento com reposição. É necessário que se tenha o cuidado de monitorar o resultado, caso esta opção seja selecionada, para garantir que não sejam utilizadas apenas poucas unidades de controle (DEHEJIA e WHABA, 1999). Portanto, sendo $C_{(i)}$ as unidades do controle pareadas às unidades i do grupo de tratamento, $P_{(i)}$, o escore de propensão estimado para os indivíduos i do grupo de tratamento e $P_{(j)}$, o escore de propensão estimado para os indivíduos j do grupo de controle, o método NNM pode ser denotado por:

$$C_i = \min_j \| p_i - p_j \| \quad (5)$$

Na abordagem do NNM, todos os indivíduos tratados são pareados a algum indivíduo do grupo de controle, de forma a minimizar as diferenças nos valores dos escores de propensão entre eles. O número K de vizinhos mais próximos a serem pareados a cada indivíduo tratado também pode ser determinado na especificação do modelo. Se não existem unidades de controle muito próximas de uma unidade de tratamento e definimos a correspondência $K:1$, sem restrições, o pareamento pode não ser robusto (STUART, 2010). Uma solução para minimizar esse problema, que será descrita a seguir, é a definição de um “calibrador”, ou seja, uma distância máxima para limitar a atribuição de pares (RUBIN, 1973). As unidades do grupo de controle que não são pareadas, são descartadas e não participam da estimação do ATT.

3. Pareamento por raio (RM, de *Radius Matching*): O métodos de pareamento por raio é complementar ao NNM. O objetivo por trás do uso dessa variante do método é evitar pareamentos ruins, nos quais a distância entre P_i e P_j seja grande. No pareamento por raio, determina-se um raio, ou seja, uma distância máxima entre os valores dos escores de propensão, que definirá o pareamento entre unidades tratadas e não tratadas. Nos casos em que as distâncias são superiores ao raio definido, não haverá pareamento. Com isso, a escolha de um raio muito pequeno pode fazer com que algumas unidades tratadas não encontrem correspondências no grupo de controle (o que não ocorre no NNM simples), ainda que a qualidade dos pareamentos realizados seja maior. O RM pareia cada unidade tratada a todas as unidades de controle cujos valores dos escores de propensão estejam dentro do limite do raio r definido:

$$C_i = \{p_j \mid \|p_i - p_j\| < r\} \quad (6)$$

4. Pareamento Kernel (KM, de *Kernel Matching*): o método KM, assim como o RM, tem como proposta oferecer uma solução para o problema do pareamento pelo vizinho mais próximo. Nele, todas as unidades tratadas são pareadas com a média ponderada de todos os controles com pesos que são inversamente proporcionais à distância entre os escores de propensão de tratamentos e controles.

Em todos os métodos citados, a qualidade dos pareamentos pode ser melhorada através da imposição da condição de suporte comum, embora muitos pareamentos possam ser perdidos devido a esta opção. Sendo assim, nos casos em que a amostra é severamente reduzida com a imposição desta condição, ela pode não ser a melhor escolha (LECHNER, 2001, apud BECKER e ICHINO, 2002).

Como descrito acima, o método *PSM* é geralmente utilizado com o objetivo de estimar o efeito de determinado tratamento em indivíduos tratados, mas cujas informações necessárias à estimação dos resultados dos indivíduos tratados, caso não houvessem sido, não estão disponíveis. Dessa forma, seleciona-se um grupo de controle de indivíduos não-tratados, com características quase idênticas às daquelas dos indivíduos tratados, para que se possa comparar os resultados da

variável de interesse dos pares de indivíduos similares, extraindo-se o efeito médio do tratamento no tratado (ou ATT: *average treatment effect on treated*). O objetivo deste trabalho é diferente do que geralmente se encontra nos trabalhos que fazem uso do *PSM*, já que não se busca avaliar o efeito de determinado tratamento, ou política pública, aplicado a uma determinada população. Nesse caso, o que se pretende avaliar é o efeito de uma decisão individual (a migração) sobre os resultados de fecundidade das mulheres que migram, comparando-as com mulheres não-migrantes, mas com características sociodemográficas similares às das migrantes. Sendo assim, o método pode dar uma grande contribuição para a compreensão de como o movimento migratório pode afetar os resultados finais de fecundidade das mulheres que migram. Considerando que a participação no tratamento (migração) não é um evento aleatório, já que depende de diversos fatores que afetam as escolhas individuais, e a impossibilidade de conhecimento dos dados de fecundidade das migrantes, caso não houvessem migrado, a estimação dos diferenciais de fecundidade por condição migratória, através do pareamento dos escores de propensão, é uma alternativa para o objetivo proposto neste trabalho.

Se o pareamento por escores de propensão pode gerar boas estimativas para a proposta deste trabalho, por que utilizar outro método, alternativamente?

O método *PSM* reduz os K elementos do vetor X de covariáveis observadas a um único escalar: o escore de propensão. Dependendo da especificação do modelo, ele não reutiliza indivíduos do grupo de controle e elimina aqueles que não foram utilizados, além de eliminar, também, os pares cuja distância entre os escores de propensão seja superior ao calibrador definido. Se os escores de propensão de todas as unidades, sejam de tratamento ou de controle, são os mesmos, o descarte de observações torna-se aleatório, fazendo com que muita informação seja deixada de lado. Nesse sentido, o método *PSM* é sub-ótimo, já que o descarte aleatório aumenta o desequilíbrio entre os grupos de tratamento e controle: o número de observações na população estudada diminui, aumentando o valor esperado do quadrado das diferenças nas médias dos grupos, ou seja, da variância da diferença nas médias, que é uma medida do desequilíbrio e é inversamente proporcional ao número de observações. Como consequência, o

método pode apresentar baixos padrões, ajudando, em alguns casos, mas nunca otimizando os resultados. Dessa forma, o PSM é eficiente quando comparado à completa aleatorização, mas é ineficiente em relação aos experimentos totalmente controlados. Representando a condição de tratamento por T e a de controle por C , se o pareamento é feito com base nas características observáveis X , ou seja, $X_T = X_C$, conseqüentemente as distribuições dos escores de propensão serão iguais entre os grupos de tratamento e controle. Entretanto, o contrário não é verdadeiro: se o pareamento é feito com base nos escores de propensão, não há garantia de que as distribuições das características observáveis serão iguais entre os dois grupos. Com isso, chegamos ao paradoxo do PSM: quanto mais equilibrados são os dados, ou quantos mais equilibrados eles se tornam através da eliminação de observações através do pareamento, maior será a chance do método degradar as inferências, produzindo desequilíbrio, ineficiência, dependência do modelo e viés. (KING e NIELSEN, 2016)

Como alternativas ao PSM, King e Nielsen (2016) sugerem dois métodos que se aproximam de experimentos com desenho totalmente controlado, já que vêm com parâmetros ajustados que podem ser configurados para produzir os mesmos resultados de um pareamento exato, portanto, sem nenhum desequilíbrio. São eles:

1. *Mahalanobis Distance Matching* (MDM)¹³, pertencente à classe de métodos de “igual redução percentual do viés” (ou EPBR, de *Equal Percent Bias Reduction*), que pareia cada unidade tratada a uma unidade de controle mais próxima. A distância entre as unidades é medida com base nas características observáveis, em um calibrador δ e na matriz de covariância amostral S , da matriz original de dados X .
2. *Coarsened Exact Matching* (CEM), pertencente à classe de modelos de limite de desequilíbrio monotônico (ou MIB, do inglês *Monotonic Imbalance Bounding*). O método CEM foi escolhido para a comparação com o PSM neste trabalho e é descrito na próxima seção.

¹³ Para mais detalhes, ver KING e NIELSEN (2002).

Considerando as limitações citadas do PSM, King e Nielsen (2016) dão os seguintes conselhos para pesquisadores que decidam continuar usando o método:

1. Dimensionar de maneira explícita as variáveis para representar sua importância (em termos do conhecimento prévio sobre seus efeitos na variável de resultado), já que o desequilíbrio combina com a importância para afetar o viés. Ignorar este procedimento pode aumentar o viés.
2. Reportar quais técnicas foram escolhidas para evitar os problemas nos resultados. Pesquisadores podem comparar as medidas de desequilíbrio existentes antes e depois do pareamento, por exemplo, mostrando os gráficos de diagnóstico gerados após as estimativas.
3. Pesquisadores devem ter consciência de que o PSM pode ajudar nos casos em que existam grande níveis de desequilíbrio nos dados originais, mas podem causar danos a dados bem equilibrados. Assim, o método é melhor justificado, apesar de permanecer sub-ótimo, quando amostras muito grandes continuam disponíveis depois do pareamento.
4. Os pesquisadores devem entender o que acontece ao combinar PSM com outros métodos de correspondência, como às vezes é recomendado na literatura. Utilizar o PSM como primeira etapa e outro método como segunda pode gerar uma amostra pareada muito próxima daquela que seria gerada pelo uso apenas do segundo método. Combinar o PSM com pareamento exato é uma opção que se aproxima mais de um experimento controlado do que usar apenas o PSM, mas pode levar ao aumento do desequilíbrio. Verificar iterativamente o equilíbrio e reespecificar a regressão do escore de propensão pode funcionar melhor que o PSM sozinho, mas esses métodos acabam pareando mais em X do que no escore de propensão. Entretanto, além de serem usados apenas raramente na literatura aplicada, as propriedades teóricas da maioria dessas abordagens não foram estudadas.

4.2 COARSENEDED EXACT MATCHING

O *Coarsened Exact Matching* (CEM)¹⁴, ou pareamento exato engrossado, é um método que visa melhorar a estimação dos efeitos causais, reduzindo o desequilíbrio nas covariáveis entre os grupos de tratamento e controle. Segundo seus autores, em comparação com outros métodos de pareamento, o CEM é mais rápido, mais fácil de usar e entender, requer menos hipóteses, é mais facilmente automatizado e possui propriedades estatísticas mais atrativas. (BLACKWELL et al., 2009)

A questão central que levou ao desenvolvimento do método CEM é que, enquanto o pareamento exato fornece o equilíbrio perfeito entre os grupos de tratamento e controle, questões relacionadas a dimensionalidade podem fazer com que ele produza poucos pares, especialmente quando existem variáveis contínuas (que tornam pouco provável a correspondência exata de valores entre dois indivíduos) nos dados. Por esse motivo, o método CEM “engrossa”, ou seja, categoriza temporariamente cada uma das variáveis incluídas no modelo, realiza o pareamento exato nas variáveis categorizadas e depois mantém apenas os valores não categorizados dos dados pareados para a estimação dos resultados. O algoritmo CEM funciona de acordo com os seguintes passos:

1. São feitas cópias das covariáveis X , denotadas por X^* .
2. As cópias X^* são engrossadas de acordo com as definições de corte (número de categorias) do usuário ou, caso elas não sejam especificadas, com aquelas definidas automaticamente no algoritmo.
3. Para cada observação de X^* , é criado um estrato, e cada observação é colocada em um dos estratos.
4. Os estratos são atribuídos aos dados originais, X , e são eliminadas todas as observações cujos estratos não contêm, pelo menos, uma unidade de controle e uma tratada.

¹⁴ Esta seção se baseia em Blackwell et al. (2009).

Os estratos gerados formam a base para o cálculo do efeito do tratamento. Entretanto, o *trade-off* do pareamento também se reflete no CEM: quanto maiores forem os intervalos nas categorias usadas para gerar X^* , menos estratos serão criados e, conseqüentemente, haverá observações mais diversas dentro dos mesmos estratos e, portanto, maior desequilíbrio. Outra observação relevante acerca do método é que ele elimina tanto unidades tratadas quanto de controle, alterando as quantidades de interesse em estudo para o efeito do tratamento na amostra pós-pareamento.

O pareamento por CEM utiliza o máximo de informações na amostra de dados, resultando em estratos que podem incluir números diferentes de unidades de tratamento e controle. O diferencial no tamanho dos estratos nas estimativas finais é calculado através dos pesos gerados pelo algoritmo. Assim, após o pareamento, o efeito médio do tratamento pode ser obtido através de uma regressão linear da variável resposta pela variável de tratamento, ponderada pelos pesos gerados pelo CEM.

A principal propriedade do CEM é o fato de pertencer à classe de métodos de pareamento de limite de desequilíbrio monotônico, que limitam o desequilíbrio máximo em algumas características das distribuições empíricas, através de uma escolha feita *ex-ante* pelo usuário, que, no método CEM, é a categorização (ou “engrossamento”). À medida em que o engrossamento em qualquer variável se torna mais fino (as categorias tornam-se mais estreitas), o limite no desequilíbrio máximo nos momentos dessa variável torna-se mais firme. Isso também é verdade para o limite das diferenças nos quantis empíricos. Além disso, esta opção também limita o desequilíbrio máximo no histograma multivariável completo de unidades tratadas e de controle, que inclui todas as interações e não-linearidades. Ao escolher o engrossamento *ex-ante*, os usuários podem controlar a quantidade de desequilíbrio na solução correspondente. O CEM limita o erro na estimativa do efeito médio do tratamento e a quantidade de dependência do modelo (IACUS, KING e PORRO, 2008, apud BLACKWELL et al., 2009).

Outras propriedades benéficas do método são: 1) Cumpre o princípio da congruência, que afirma que o espaço de dados e o espaço de análise devem ser os mesmos, o que permite aos analistas aproveitar seu conhecimento substantivo

dos dados para encontrar melhores correspondências; 2) Restringe automaticamente os dados correspondentes às áreas de suporte empírico comum, o que é necessário para remover a possibilidade de extrapolações, difíceis de justificar, do efeito causal, que acabam sendo fortemente dependentes do modelo; 3) É computacionalmente muito eficiente, mesmo para grandes conjuntos de dados.

Após o pareamento feito pelo método CEM, é gerada uma medida que fornece a dimensão do desequilíbrio no modelo final, chamada de “distância L_1 multivariada”, além de uma tabela de medidas de desequilíbrio univariadas para cada covariável utilizada. A medida L_1 é a diferença entre o histograma multidimensional de todas as covariáveis pré-tratamento, no grupo de tratamento, e o mesmo no grupo de controle. Ela pode ser obtida pela equação 7:

$$L_1(f, g) = \frac{1}{2} \sum_{l_1 \dots l_k} |f_{l_1 \dots l_k} - g_{l_1 \dots l_k}|, \quad (7)$$

em que $f_{l_1 \dots l_k}$ e $g_{l_1 \dots l_k}$ correspondem, respectivamente, às frequências relativas para as unidades tratadas e de controle, obtidas após o cruzamento das variáveis discretizadas como $X_1 \times \dots \times X_k$, separadamente para grupos de controle e tratamento. O equilíbrio global perfeito é indicado por $L_1 = 0$ e grandes valores indicam grande desequilíbrio entre os grupos. Se $L_1 = 1$, significa completa separação entre os grupos. Um bom pareamento ocorre quando a estatística L_1 após o procedimento, é menor do que o valor que apresentava antes dele. O valor da estatística L_1 funciona para a avaliação do desequilíbrio, da mesma forma que R^2 funciona para ajuste de modelo: os valores absolutos significam menos que comparações entre as soluções de pareamento.

4.3 FONTE E TRATAMENTO DOS DADOS

As estimativas seguintes têm como base os dados do Censo Demográfico do Brasil de 2010, especificamente as informações expandidas da amostra sobre migração, fecundidade e características dos indivíduos para o estado de São Paulo e para os estados da Região Nordeste. As variáveis utilizadas foram:

- Idade

- Sexo
- Município de residência na data da pesquisa;
- Unidade da federação ou País em que residia em 31 de julho de 2005 (data fixa);
- Unidade da federação de nascimento;
- Existência de filho(a) tido(a) nascido(a) vivo(a) no período de referência de 12 meses anteriores a 31/07/2010;
- Nível de escolaridade;
- Cor ou raça;
- Vive em companhia de cônjuge ou companheiro.

A partir das variáveis descritas, foram selecionados os seguintes grupos de mulheres, entre 15 e 49 anos:

- 1) Imigrantes interestaduais de data fixa no estado de São Paulo, naturais e com origem nos estados da região Nordeste;
- 2) Não-migrantes intermunicipais de data fixa, residentes e naturais do estado de São Paulo;
- 3) Naturais de estados da Região Nordeste, com mais de 5 anos de residência em SP, não-migrantes intermunicipais de data fixa;
- 4) Não-migrantes (que nunca migraram do município de nascimento) e naturais de estados da região Nordeste;
- 5) Naturais de estados da Região Nordeste, migrantes intermunicipais de data fixa em São Paulo.

A escolha dos grupos de migrantes, centrada nos estados da Região Nordeste, tem como objetivo a eliminação da heterogeneidade devido às variações nas características dos locais de origem, que ocorreria caso fossem selecionadas

todas as imigrantes, de diferentes origens, residentes em São Paulo. Dessa forma, buscou-se a comparação de grupos mais “puros” no que tange às características dos locais de origem. No grupo 4, de mulheres não-migrantes naturais do Nordeste, foram selecionadas aquelas que nunca migraram do município de nascimento, ou seja, nasceram e sempre viveram no mesmo município. Esta escolha deve-se às grandes diferenças socioeconômicas existentes entre municípios localizados dentro e fora das regiões metropolitanas das grandes capitais nordestinas, o que faria com que a migração de mulheres, mesmo dentro do próprio estado de nascimento, pudesse exercer influência sobre a fecundidade. Portanto, se as migrantes intraestaduais no Nordeste fossem incluídas no grupo de não-migrantes naturais dos estados nordestinos, haveria um possível efeito da migração intraestadual na origem, que viesaria os resultados. Portanto, os grupos selecionados para as comparações e os possíveis efeitos captados em cada uma delas são descritos no QUADRO 1:

QUADRO 1: GRUPOS DE COMPARAÇÃO E EFEITO CAPTADO EM CADA COMPARAÇÃO

<i>"Tratamento"</i>	<i>"Controle"</i>	<i>Efeito a ser captado</i>
1) Imigrantes interestaduais de data fixa no estado de São Paulo, naturais e com origem nos estados da região Nordeste;	2) Não-migrantes de data fixa, residentes e naturais do Estado de São Paulo	Efeito da migração e do local de origem: diferencial de fecundidade entre imigrantes interestaduais e as naturais no local de destino.
	3) Naturais de estados da Região Nordeste, com mais de 5 anos de residência em SP, não-migrantes intermunicipais de data fixa	Efeito do tempo de residência no destino sobre a fecundidade das imigrantes.
	4) Não-migrantes (que nunca migraram do município de nascimento) e naturais de estados da região Nordeste	Efeito da migração de longa distância: diferencial de fecundidade entre imigrantes interestaduais nordestinas e as não-migrantes naturais no local de origem.
	5) Naturais de estados da Região Nordeste, migrantes intermunicipais de data fixa em São Paulo.	Efeito de mais de uma etapa migratória sobre a fecundidade das migrantes.
3) Naturais de estados da Região Nordeste, com mais de 5 anos de residência em SP, não-migrantes intermunicipais de data fixa;	2) Não-migrantes de data fixa, residentes e naturais do Estado de São Paulo	Comparada com a estimativa do diferencial de fecundidade entre imigrantes interestaduais e as naturais do local de destino, esta estimativa pode representar o efeito do tempo de residência sobre os diferenciais de fecundidade entre esses dois grupos de m
	4) Não-migrantes (que nunca migraram da UF de nascimento) e naturais de estados da região Nordeste	Efeito do tempo de residência no destino sobre a fecundidade das imigrantes.
	5) Naturais de estados da Região Nordeste, migrantes intermunicipais de data fixa em São Paulo.	Efeito de mais de uma etapa migratória sobre a fecundidade das migrantes.
5) Naturais de estados da Região Nordeste, migrantes intermunicipais de data fixa em São Paulo.	2) Não-migrantes de data fixa, residentes e naturais do Estado de São Paulo	Comparada com a estimativa do diferencial de fecundidade entre imigrantes interestaduais e as naturais do local de destino, esta estimativa pode representar o efeito de mais de uma etapa migratória sobre os diferenciais de fecundidade entre imigrantes e a
	4) Não-migrantes (que nunca migraram da UF de nascimento) e naturais de estados da região Nordeste	Efeito de mais de uma etapa migratória sobre os diferenciais de fecundidade das emigrantes e das naturais do local de origem.

Fonte: Elaboração da autora

Dessa forma, considerando que a fecundidade nos estados da Região Nordeste é, historicamente, superior à fecundidade no estado de São Paulo, serão testadas as seguintes hipóteses:

- 1) A fecundidade corrente das imigrantes interestaduais de data-fixa naturais e com origem no Nordeste, é superior àquela das não-migrantes naturais de São Paulo, ainda que haja um efeito de ruptura da fecundidade logo

após a migração ou de seletividade de migrantes de menor fecundidade no local de origem. Uma explicação para isto seriam as diferenças regionais de fecundidade entre as duas populações, devidas a fatores culturais não relacionados com a escolaridade, a idade e a cor. Assim, caso houvesse ruptura da fecundidade após ou seletividade antes da migração, as imigrantes interestaduais nordestinas em São Paulo teriam fecundidade maior que as não-migrantes naturais de São Paulo e menor que as não-migrantes naturais do Nordeste.

- 2) A fecundidade corrente das imigrantes interestaduais naturais e com origem no Nordeste é superior à das migrantes intraestaduais naturais do Nordeste, uma vez que estas certamente passaram por pelo menos duas etapas migratórias (a primeira do Nordeste para o estado de São Paulo e a segunda dentro do estado) e sofreram efeito de assimilação do comportamento reprodutivo do local de destino. Pelo mesmo motivo, a fecundidade corrente das migrantes intraestaduais naturais do Nordeste é mais próxima daquela das não-migrantes naturais de São Paulo e inferior àquela das não-migrantes naturais do Nordeste.
- 3) A fecundidade corrente das imigrantes interestaduais de data fixa naturais e com origem no Nordeste é inferior àquela das não-migrantes residentes e naturais dos estados da Região Nordeste, já que o movimento migratório leva à ruptura da fecundidade logo após a migração.

4.4 DESCRIÇÃO DAS CARACTERÍSTICAS OBSERVÁVEIS DOS GRUPOS DE MULHERES SELECIONADOS PARA A APLICAÇÃO DOS PAREAMENTOS

Nesta seção, são apresentados os diferenciais nas características observáveis escolhidas para a aplicação dos métodos de pareamento entre os grupos de mulheres selecionados, visando avaliar a heterogeneidade existente entre tais grupos antes do pareamento, o que é uma justificativa para o uso desta classe de métodos para a análise dos diferenciais de fecundidade corrente entre eles. As

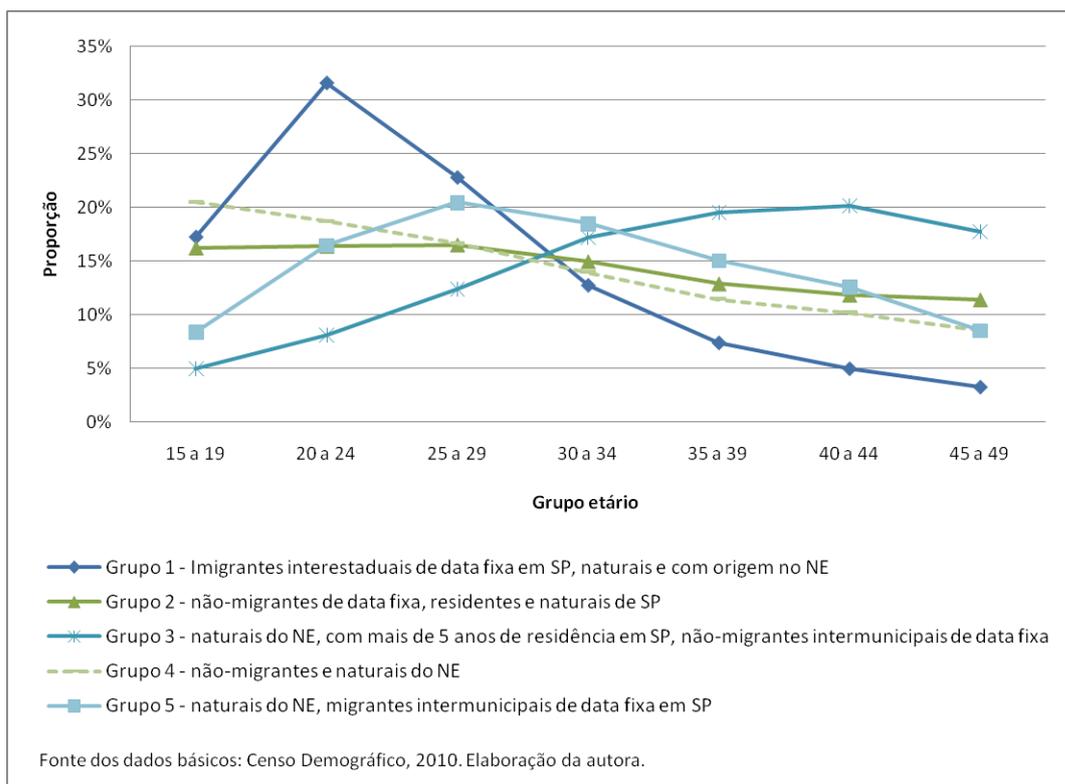
variáveis utilizadas, tanto para o pareamento por escores de propensão, quanto para o CEM, são: idade (em grupos etários quinquenais), cor ou raça e nível de escolaridade. Elas foram selecionadas devido à relação, amplamente citada na literatura, que possuem com as variações na fecundidade entre grupos populacionais¹⁵. Após as estimações dos modelos, foi verificada a necessidade de inclusão da variável referente à convivência ou não com cônjuge ou companheiro, que foi feita apenas numa segunda estimação pelo método CEM, devido às dificuldades operacionais do PSM descritas na seção seguinte. Além das variáveis mencionadas, esta seção traz também uma descrição dos diferenciais de parturição e fecundidade corrente entre os grupos selecionados.

4.4.1 IDADE

O GRAF.10 mostra a distribuição etária relativa dentro de cada grupo de mulheres selecionado para a análise, em intervalos quinquenais de idade.

¹⁵ Exemplos em: Berquo e Cavenaghi (2014a, 2014b), para escolaridade, Mello e Alves (2009), para cor/raça e Simões (2006) para escolaridade e idade.

GRÁFICO 10: Distribuição etária das mulheres por grupos selecionados segundo condição migratória, 2010



A primeira diferença que se destaca no GRAF.10 é que a distribuição etária das imigrantes nordestinas de data fixa que viviam em São Paulo em 2010 (Grupo 1) é muito mais jovem quando comparada à de qualquer outro grupo analisado. A idade média da distribuição é de 26,97 anos, enquanto seu pico, que concentra mais de 30% das mulheres desse grupo, encontra-se nas idades entre 20 e 24 anos, revelando o perfil etário bastante jovem da migração interestadual de mulheres, em idade reprodutiva, nascidas e com origem no Nordeste, em direção a São Paulo. As imigrantes nordestinas de data fixa são ainda mais jovens, em comparação com o total de imigrantes interestaduais que viviam no Estado, em 2010 (GRAF.3), cuja distribuição etária também era mais jovem, quando comparada às distribuições das migrantes intraestaduais e das não-migrantes.

As mulheres do Grupo 2 (residentes e naturais de São Paulo, não-migrantes de data-fixa), apresentaram uma distribuição etária mais homogênea, com cerca de 16% de indivíduos em cada um dos 3 primeiros grupos etários. O pico da distribuição está localizado no grupo entre 25 e 29 anos e a idade média da distribuição é de 31,15 anos.

No caso das mulheres que nasceram na Região Nordeste, migraram para São Paulo em algum momento da vida, mas vivem no Estado há mais de 5 anos e não migraram dentro dele no período de data fixa (Grupo 3), a distribuição etária é bastante envelhecida - o que é consequência do tempo decorrido após a migração - com pico no grupo de 40 a 44 anos e idade média de 35,99 anos. Mais de 57% dessas imigrantes tinham mais de 35 anos em 2010 e apenas 25% tinham menos de 30 anos.

As mulheres que nasceram em estados da Região Nordeste e nunca saíram do município de nascimento (Grupo 4) apresentaram distribuição etária bastante jovem, com pico na faixa entre 15 e 19 anos e idade média de 29,59 anos. Cerca de 40% dessas mulheres tinham menos de 24 anos.

A distribuição etária, em 2010, das nordestinas migrantes intermunicipais de data fixa em São Paulo (Grupo 5) apresentou pico nas idades entre 25 e 29 anos, sendo mais homogênea entre 20 e 39 anos. A idade média da distribuição foi de 29,23 anos. A proporção de mulheres entre 15 e 19 anos foi pequena (8,4%), quando comparada àquela das imigrantes interestaduais de data fixa (17,2%), mas foi bastante superior àquela das nordestinas estabelecidas há mais de 5 anos em São Paulo e que não migraram dentro do estado na data fixa (4,9%), o que indica que a reemigração dentro da Unidade da Federação ocorre em um intervalo curto, após a migração interestadual.

A diferença nos padrões etários dos três grupos de imigrantes interestaduais nascidas no Nordeste e que se dirigiram a São Paulo, distintas por critério de tempo de residência, chama atenção. Aquelas que efetuaram migração interestadual no período de data fixa (Grupo 1) eram bastante jovens. As mulheres que nasceram no Nordeste, migraram para São Paulo em algum momento da vida e migraram dentro do estado no período de data fixa (Grupo 5), eram um pouco mais velhas que as imigrantes do Grupo 1, mas ainda assim eram jovens. As imigrantes interestaduais nordestinas que viviam há mais de 5 anos em São Paulo, mas não migraram no período de data fixa (Grupo 3), por outro lado, apresentaram perfil bastante envelhecido. Este fato indica que o perfil migratório das nordestinas é jovem, em especial quando as distâncias percorridas são maiores, e que elas podem levar algum tempo para se estabelecerem em

São Paulo, o que pode estar relacionado ao sucesso da busca por emprego nos municípios do estado.

4.4.2 COR OU RAÇA

A variável cor ou raça será utilizada como variável de controle neste trabalho, devido à observação existente em diversos estudos demográficos no Brasil de diferenciais de fecundidade entre grupos raciais/de cor. Em um estudo sobre diferenciais de fecundidade por raça/cor entre mulheres, de 35 a 49 anos, residentes na cidade e nas favelas do município do Rio de Janeiro, entre os anos de 1991 e 2000, Mello e Alves (2009) destacaram que:

“(...) raça/cor, independentemente de suas características demográficas, socioeconômicas ou culturais constituem fonte diretiva para o cruzamento das possíveis características diretamente ligadas ao declínio dos níveis de fecundidade. Isto é, mesmo considerando-se os diferenciais existentes entre as categorias dessas variáveis, observou-se a predominância de maior quantidade de parturições no conjunto das mulheres negras, independentemente da localização do espaço geográfico, em relação às brancas residentes na cidade ou na favela. (...) De modo geral, as mulheres brancas têm menos filhos do que as negras, independentemente da localização do setor censitário. Essa tendência girou em torno de 1 a 2 filhos para as residentes na cidade e de até 3 filhos para as moradoras nas favelas.” (MELLO e ALVES, 2009)

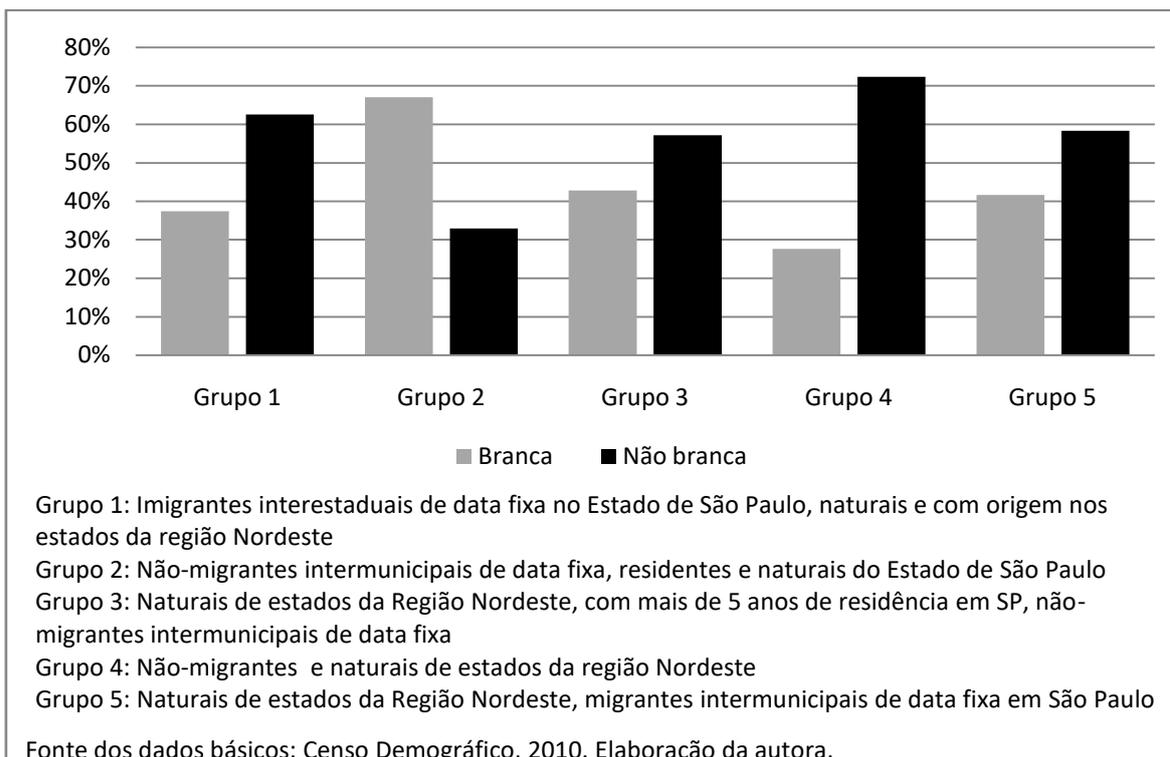
As análises de cor ou raça baseadas em informações autodeclaradas, como é o caso dos censos demográficos brasileiros, devem levar em conta a possibilidade de existência de vieses de seletividade. As categorias intermediárias entre negro e branco, disponíveis nas pesquisas para que os indivíduos se autoclassifiquem, podem gerar resultados bastante distintos se aplicadas à mesma população, dependendo do termo que se usa (se pardo ou moreno, por exemplo). Sendo assim, “a classificação por cor dos indivíduos pode estar afetada pelo modo como a pergunta foi formulada” (WOOD E CARVALHO, 1994, p. 14). Além disso, existem evidências de uma tendência à reclassificação, pelos indivíduos pretos, de uma cor mais escura para outra mais clara, entre aqueles que alcançam uma posição social mais elevada. Dessa forma:

“Se, como suspeitamos, são principalmente os pretos que ascenderam socialmente aqueles que se reclassificam como pardos, o efeito desta seletividade introduz um vício potencialmente grave nos estudos de desigualdade por cor que usam como variáveis dependentes, entre outras, a escolaridade (Hasenbalg e Silva, 1992; Silva, 1988; Barcelos, 1992), nível de renda (Silva 1988), participação na força de trabalho (Batista e Galvão, 1992) e posição ocupacional (Silva, 1988).” (WOOD E CARVALHO, 1994, p.14).

Devido à possibilidade de existência dos problemas mencionados, nos modelos de pareamento serão usadas, para os grupos selecionados, apenas duas categorias: branca e não-branca. Essa solução inicialmente simplista para o problema pode ser justificada pelo fato de que “a fronteira entre as populações branca e não-branca é muito mais estável que aquela entre pretos e pardos” (WOOD E CARVALHO, 1994, p.14).

O GRAF.11 apresenta as distribuições das mulheres dos grupos estudados, por categoria de cor ou raça: branca e não-branca. Em todos os grupos em que o local de nascimento das mulheres era algum dos estados do Nordeste, a proporção de mulheres não-brancas foi bastante superior à de brancas, independentemente da condição migratória. Entre as mulheres não-migrantes de data-fixa, nascidas e residentes em São Paulo (Grupo 2), a proporção de brancas foi de 67%. As distribuições mais semelhantes foram dos grupos 3 e 5, respectivamente naturais do Nordeste, com mais de 5 anos de residência em São Paulo e que não migraram dentro do estado no período de data fixa e naturais do Nordeste, emigrantes intraestaduais de data fixa. Nesses grupos, a proporção de mulheres não-brancas ficou em torno de 60%. A maior diferença, com predominância de mulheres não-brancas (72%), foi observada entre as não-migrantes naturais dos estados do Nordeste (Grupo 4). As imigrantes interestaduais de data fixa em São Paulo (Grupo 1) eram formadas por 63% de mulheres não-brancas, proporção inferior à observada entre as não-migrantes naturais do Nordeste e superior às das demais imigrantes nordestinas que já viviam em São Paulo no período de data fixa.

GRÁFICO 11: Distribuição por cor/raça das mulheres por grupos selecionados segundo condição migratória, 2010



4.4.3 ESCOLARIDADE

O nível de escolaridade das mulheres é uma das características que mais claramente estão relacionadas com os diferenciais de fecundidade por grupos populacionais. No Brasil e em outros Países que experimentam a transição da fecundidade, a educação apresenta correlação negativa com o nível da fecundidade e, ainda que haja convergência das taxas entre grupos socioeconômicos, as mulheres nos extremos desses grupos ainda apresentam diferenciais bastante elevados (BERQUO e CAVENAGHI, 2014, b). No Brasil, ocorreram mudanças importantes no sistema educacional, especialmente na última década, que têm potencial para afetar as estimativas de fecundidade de período de forma significativa. Através de um exercício de padronização da estrutura educacional, Berquo e Cavenaghi (2014b) estimaram quanto essa mudança estava correlacionado com o nível de fecundidade entre 2000 e 2010, quando a TFT passou de 2,4, para 1,9 filhos, em média, por mulher. As autoras padronizaram as taxas de fecundidade de 2010 pela estrutura educacional de 2000, controlando pela estrutura etária, e encontraram uma TFT de 2,3, indicando

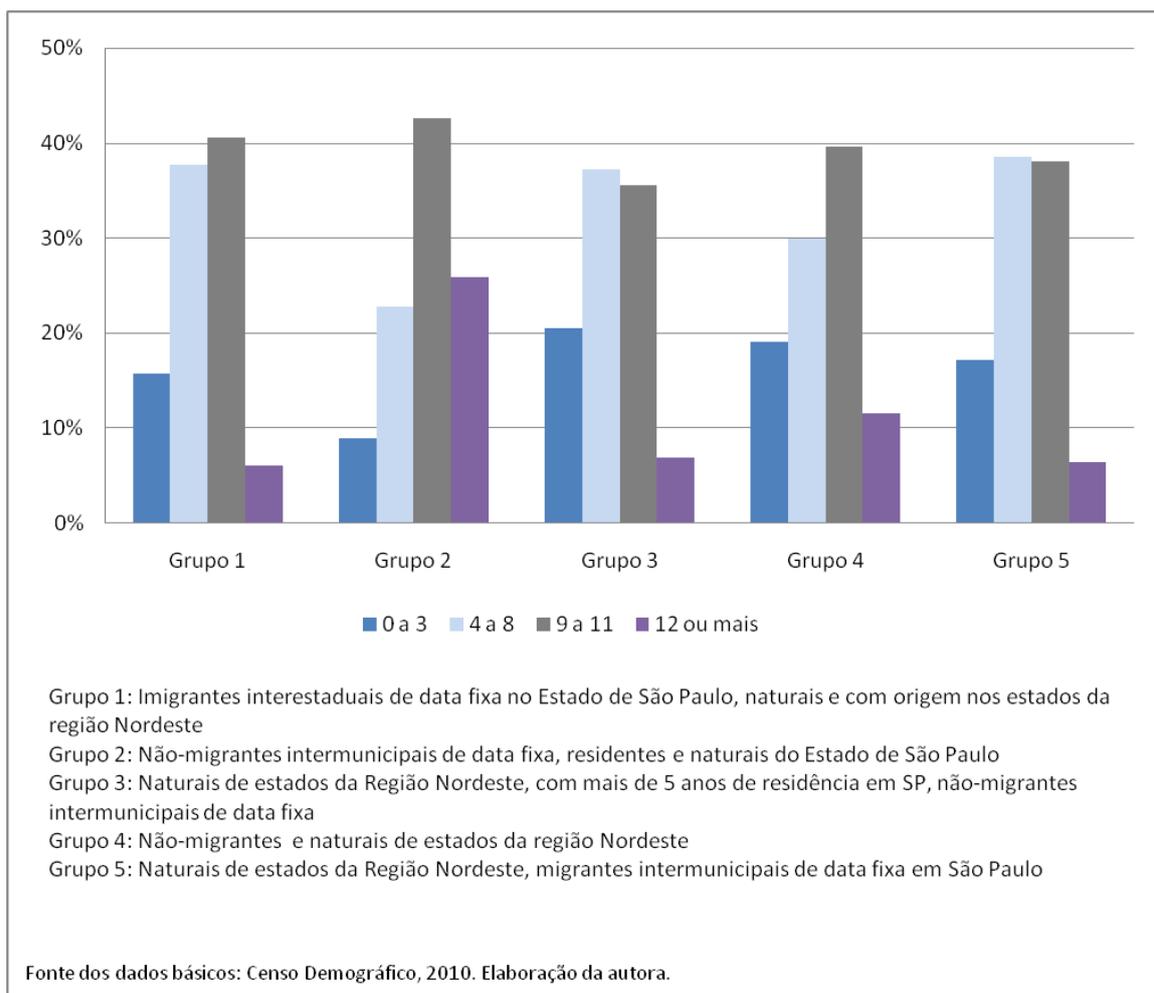
que 84% da queda da fecundidade no período ocorreu devido às mudanças na estrutura da educação. Considerando o exposto e as questões metodológicas nas descrições dos métodos de pareamento, a variável nível de escolaridade é relevante e deve ser incluída na especificação dos modelos.

Como mencionado no Capítulo 2, não é possível conhecer o número de anos de estudo completos no Censo Demográfico de 2010, das pessoas que não frequentavam escola no período de referência da pesquisa. A informação disponível é de níveis de instrução, categorizada em: 1) Sem instrução e fundamental incompleto (correspondente a 0 a 7 anos de estudo); 2) Fundamental completo e médio incompleto (8 a 10 anos de estudo); 3) Médio completo e superior incompleto (11 a 14 anos de estudo); e 4) Superior completo (15 ou mais anos de estudo). Entretanto, essa categorização não é adequada para estudos sobre fecundidade, uma vez que existem relações importantes e conhecidas entre determinados níveis educacionais não abordados no Censo 2010 e o comportamento reprodutivo, como acontece no caso do ensino fundamental completo e no caso do ensino superior (que não é compatível as idades iniciais do ciclo reprodutivo) (BERQUO e CAVENAGHI, 2014a, 2014b). Por isso, para as estimações realizadas neste trabalho, foi adotada a sugestão de Berquó e Cavenaghi (2014a, 2014b), de estimar uma proxy de categorias educacionais para 2010, utilizando um algoritmo proposto pela Fundação João Pinheiro¹⁶, mas traduzido para a linguagem de programação do software Stata. Dessa forma, os grupos comparados passaram a ser: 0 a 3 anos de estudo (sem instrução até primário incompleto); 4 a 8 anos de estudo (primário completo até ensino fundamental completo); 9 a 11 anos de estudo (ensino médio incompleto e completo); e 12 anos ou mais (ensino médio completo e superior incompleto ou completo).

O GRAF.12 mostra as distribuições dos grupos de mulheres selecionados segundo grupos de anos de estudo.

¹⁶ A descrição do algoritmo para o pacote estatístico SAS pode ser encontrada no apêndice de Berquo e Cavenaghi (2014a).

GRÁFICO 12: Mulheres, por grupos selecionados segundo condição migratória e grupos de anos de estudo, 2010



As imigrantes interestaduais de data fixa que nasceram no Nordeste, mas deixaram a Região em direção a São Paulo (Grupo 1), assim como as mulheres naturais do Nordeste, com mais de 5 anos de residência no estado de São Paulo, mas que migraram no quinquênio (Grupo 5), possuem distribuições de escolaridade semelhantes, com a maior parte das mulheres tendo entre 4 e 11 anos de estudo. Nesses grupos são observadas as menores proporções de mulheres com mais de 12 anos de estudo: 6,0%, no Grupo 1, 6,8% e 6,3%, no Grupo 5. O Grupo 3, de mulheres naturais do Nordeste, com mais de 5 anos de residência no estado e que não migraram dentro dele no período de data fixa, apresentou a maior proporção de mulheres menos escolarizadas (20,4%), mas ela também foi elevada nos grupos 1 (15,7%), 4 (19,0%) e 5 (16,3%). Apesar desse resultado, as não-migrantes naturais do Nordeste (Grupo 4) apresentaram maior proporção de mulheres com pelo menos 11 anos de estudo (11,5%),

quando comparadas aos grupos já citados. A melhor situação relativa à escolaridade foi observada, como já era esperado, entre as mulheres não-migrantes de data fixa, nascidas e residentes em São Paulo (Grupo 2), o que deve ser explicado pelas disparidades existentes entre os sistemas regionais de ensino do País. No Grupo 2, 25,8% das mulheres possuíam 12 ou mais anos de estudo, enquanto apenas 8,9 tinham até 3 anos de estudo.

4.4.4 ANÁLISES COMPLEMENTARES

4.4.4.1 PARTURIÇÃO

Embora os níveis de parturição não tenham sido utilizados como variável de controle para o pareamento, uma vez que o tornariam mais difícil e, muitas vezes, inviável, é importante que se faça uma análise dos diferenciais entre os grupos, visto que esta é uma medida de estoque da fecundidade e é relevante para comparações relacionadas a esta componente demográfica. A TAB.15 e o GRAF.13 apresentam os níveis médios de parturição, por grupo etário das mulheres pertencentes aos grupos selecionados.

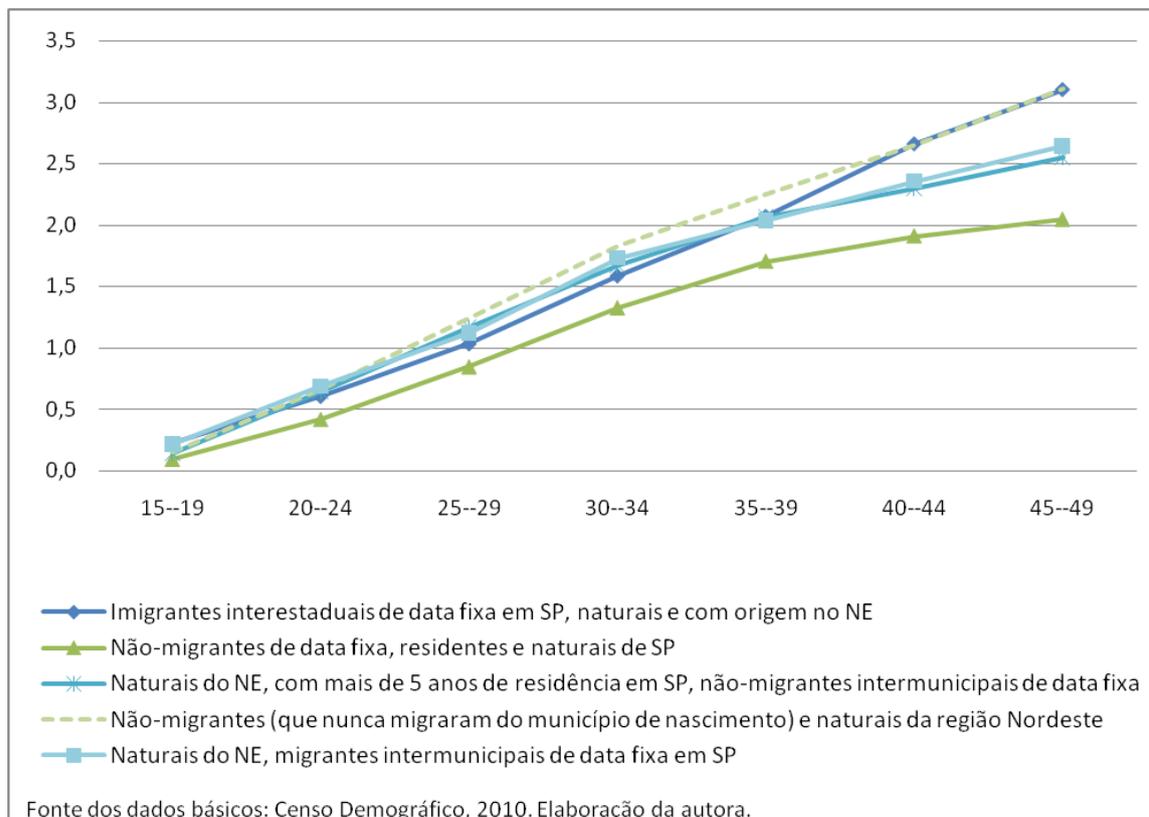
TABELA 15 - Parturição média por grupo etário, Mulheres de 15 a 49 anos, grupos selecionados segundo condição migratória, SP e NE, 2010

<i>Grupo etário</i>	<i>Imigrantes interestaduais de data fixa em SP, naturais e com origem no NE</i>	<i>Não-migrantes de data fixa, residentes e naturais de SP</i>	<i>Naturais do NE, com mais de 5 anos de residência em SP, não-migrantes intermunicipais de data fixa</i>	<i>Não-migrantes (que nunca migraram do município de nascimento) e naturais da região Nordeste</i>	<i>Naturais do NE, migrantes intermunicipais de data fixa em SP</i>
15--19	0,2235	0,0939	0,1413	0,1530	0,2156
20--24	0,6046	0,4178	0,6460	0,6614	0,6890
25--29	1,0318	0,8460	1,1697	1,2454	1,1221
30--34	1,5848	1,3263	1,6691	1,8321	1,7299
35--39	2,0703	1,7050	2,0633	2,2491	2,0347
40--44	2,6600	1,9093	2,2933	2,6495	2,3563
45--49	3,1010	2,0462	2,5478	3,1093	2,6416

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico 2010. Elaboração da autora.

A primeira diferença que se destaca é que, em todos os grupos etários, a parturição média das mulheres não-migrantes nascidas em São Paulo é bastante inferior à das mulheres naturais do Nordeste, independentemente da condição migratória. Nas idades mais jovens, entre 15 e 19 anos, as não-migrantes paulistas tiveram parturição média de 0,09 filhos, valor bastante distante daqueles apresentados, especialmente, pelas imigrantes interestaduais nordestinas de mesma idade e pelas nordestinas migrantes intermunicipais de data fixa em São Paulo (cerca de 0,22 filhos por mulher, em ambos os casos). As não-migrantes naturais do Nordeste e as nordestinas com mais de 5 anos de residência em São Paulo, não-migrantes intermunicipais de data-fixa, neste caso, apresentaram níveis de parturição também bastante inferiores àqueles dos grupos 1 e 5: respectivamente 0,15 e 0,14 filhos por mulher, em média. Este fato pode indicar que as mulheres que migram nas idades mais jovens do período reprodutivo o fazem para acompanhar seus companheiros, uma vez que a probabilidade de ter um filho é maior entre as mulheres unidas. De fato, a proporção de mulheres de 15 a 19 anos que viviam com cônjuge ou companheiro era muito superior nos grupos 1 (39,8%) e 5 (32,6%), especialmente quando comparadas às mulheres do Grupo 2 (9,0%), mas também se comparadas àquelas dos grupos 3 (14,1%) e 4 (14,7%) (TAB.16).

GRÁFICO 13: Parturição, por grupos etários e grupos selecionados segundo condição migratória, 2010



Nas idades entre 20 e 24 anos, as mulheres naturais do Nordeste, que migraram dentro de São Paulo, no período de data fixa (Grupo 5), apresentaram o maior nível de parturição (0,69 filhos, em média, por mulher), seguidas pelas não-migrantes naturais do Nordeste (Grupo 4) (0,66) e pelas naturais do NE, com mais de 5 anos de residência em SP, não-migrantes intermunicipais de data fixa (Grupo 3) (0,64). As nordestinas imigrantes interestaduais de data fixa em São Paulo, no mesmo grupo etário, apesar de apresentarem parturição elevada (0,60 filhos, em média, por mulher) quando comparadas às não-migrantes naturais e residentes em São Paulo (0,41), apresentaram níveis inferiores às demais mulheres naturais da Região Nordeste, inclusive em relação às não-migrantes. A TAB. 16 mostra que a proporção de mulheres unidas, nesse caso, não varia no mesmo sentido dos níveis de parturição: ainda que a maior proporção de mulheres entre 20 e 24 anos, vivendo com cônjuge, seja encontrada no Grupo 5, que apresentou o maior nível de parturição nessas idades, o mesmo não ocorre

no Grupo 4, que teve parturição também elevada e proporção de mulheres unidas bastante inferior às observadas nos demais grupos de mulheres naturais do Nordeste.

Os níveis de parturição das mulheres emigrantes dos estados da Região Nordeste que viviam em São Paulo na data fixa (grupos 3 e 5) parecem seguir uma tendência comum, com pequenas diferenças até o final do período reprodutivo. As imigrantes interestaduais (Grupo 1), por outro lado, apresentaram níveis mais baixos que estes grupos nas idades entre 20 e 34 anos, superando-os a partir dos 35 anos. Nas duas últimas faixas etárias, entre 40 e 49 anos, os níveis de parturição do Grupo 1 ficaram muito próximos dos elevados níveis do Grupo 4, de não-migrantes naturais e residentes no Nordeste, enquanto os grupos 3 e 5 apresentaram valores intermediários quando comparados a estes e ao Grupo 2, formado pelas não-migrantes com origem em São Paulo.

TABELA 16 - Proporção de mulheres que viviam com cônjuge, por grupo etário, grupos selecionados segundo condição migratória, SP e NE, 2010

<i>Grupo etário</i>	<i>Imigrantes interestaduais de data fixa em SP, naturais e com origem no NE</i>	<i>Não-migrantes de data fixa, residentes e naturais de SP</i>	<i>Naturais do NE, com mais de 5 anos de residência em SP, não-migrantes intermunicipais de data fixa</i>	<i>Não-migrantes (que nunca migraram do município de nascimento) e naturais da região Nordeste</i>	<i>Naturais do NE, migrantes intermunicipais de data fixa em SP</i>
15 a 19	39,83%	9,03%	14,07%	14,69%	32,63%
20 a 24	63,72%	31,35%	47,90%	39,89%	65,05%
25 a 29	69,92%	52,49%	69,03%	57,13%	75,15%
30 a 34	70,40%	65,97%	75,70%	65,76%	76,98%
35 a 39	72,82%	70,54%	76,25%	68,12%	75,14%
40 a 44	66,67%	69,66%	72,85%	67,63%	74,89%
45 a 49	63,25%	67,72%	69,86%	66,18%	67,95%

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico 2010. Elaboração da autora.

5. RESULTADOS

Esta seção apresenta os resultados das estimações dos diferenciais de fecundidade dos grupos de mulheres estudados, segundo condição migratória, estimados através dos métodos de pareamento por escores de propensão (PSM) e pareamento exato engrossado (CEM). Em todos os modelos, as características observáveis utilizadas para parear os grupos de tratamento e controle foram representadas pelas variáveis “grupo etário”, “grupos de anos de estudo” e “cor”, enquanto a variável resposta foi uma dummy com valor 1, para as mulheres que tiveram filhos nascidos vivos no período de 12 meses anteriores à data de referência do Censo 2010, e 0, caso contrário. Dessa forma, a estimativa do efeito médio do tratamento no tratado (ATT) fornecerá a diferença na probabilidade de ter tido filho nascido vivo no período em questão, ou seja, o diferencial de fecundidade atribuído à condição migratória específica de cada caso. Serão descritos os resultados dos modelos estimados e as estatísticas e gráficos gerados para avaliação da qualidade dos pareamentos.

A escolha dos grupos selecionados como controle e tratamento para o pareamento por escores de propensão levou em conta o tamanho dos grupos, de forma que houvessem mais indivíduos nos grupos de controle do que nos grupos de tratamento, evitando, assim, que fossem descartadas observações importantes. As estimações foram feitas através do comando *psmatch2*, do pacote estatístico *STATA 13*. Apesar de existir um comando mais recente para a estimação do PSM neste *software*, o *teffects psmatch*, ele não funcionou em nenhuma das amostras utilizadas, pois o programa parava de responder assim que o comando era acionado. Uma possível explicação para o problema é que o algoritmo tenha problemas para trabalhar com amostras grandes, como é o caso do censo demográfico. Por isso, foi escolhido o comando *psmatch2*. Os pareamentos foram feitos apenas na região de suporte comum, com uso dos 5 vizinhos mais próximos e da opção *ties*, que pareia cada indivíduo tratado não apenas com os vizinhos mais próximos, mas também com todos os indivíduos do grupo de controle que tenham escores de propensão idênticos aos seus. Os

mesmos grupos de comparação escolhidos para o PSM foram utilizados nas estimações pelo CEM, para garantir a comparabilidade entre os resultados dos dois métodos. O pacote *CEM* para o *STATA* foi utilizado neste caso.

5.1 PROPENSITY SCORE MATCHING

A TAB.18 contém os resultados dos modelos Logit utilizados para a estimação dos escores de propensão para cada par de grupos comparados, como descrito no QUADRO 1. As especificações dos modelos não buscaram satisfazer necessariamente a hipótese de equilíbrio, segundo a qual as médias de cada uma das características não deve diferir entre os grupos de tratamento e controle, uma vez que, na maioria das estimações, foram gerados números grandes de blocos (superiores a 35), sendo que em muito poucos deles a hipótese de equilíbrio não foi satisfeita. Foram estimados modelos de PSM com e sem tais blocos e os resultados não diferiram. Portanto, optou-se pelos modelos completos, com todos os blocos. A análise das variáveis dos modelos mostra que todas elas foram significativas, exceto pela variável “cor” no modelo de comparação dos grupos 3 e 5, respectivamente mulheres, naturais do NE, com mais de 5 anos de residência em SP, não-migrantes intermunicipais de data fixa, e mulheres, naturais do NE, migrantes intermunicipais de data fixa em São Paulo. De fato, como foi mostrado anteriormente, tais grupos são muito similares na distribuição da população em questão segundo cor ou raça. Os sinais das variáveis estão de acordo com o esperado, pensando no resultado dos modelos como a probabilidade de participação no “tratamento” e dadas as características dos grupos selecionados como tratados. Tomando como exemplo o primeiro par de grupos comparados (Grupo 1, de imigrantes interestaduais de data fixa no estado de São Paulo, naturais e com origem nos estados da região Nordeste, e Grupo 2, de mulheres não-migrantes de data fixa, residentes e naturais do estado São Paulo), quanto maiores forem o grupo etário e a escolaridade, e para indivíduos brancos, menor é a chance de pertencer ao grupo tratado (Grupo 1), que é majoritariamente jovem, menos escolarizado e não-branco.

A qualidade dos pareamentos realizados pode ser avaliada através da TAB.19 e dos gráficos de 14 a 19 (ANEXO 1), que mostram que as médias entre todos os grupos comparados e para todas as variáveis foram igualadas e os vieses reduzidos. Esses resultados indicam que todos os pareamentos foram satisfatórios. O número de observações utilizadas nos grupos de tratamento e controle são apresentados na TAB.20. É importante ressaltar que não foram utilizados os pesos amostrais do Censo 2010 nas estimativas e as observações utilizadas são aquelas da amostra não ponderada.

TABELA 18 - Modelos Logit de estimação dos escores de propensão, segundo pares de grupos comparados

<i>Grupos pareados</i>	<i>Variável</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro padrão</i>	<i>z</i>	<i>P> z </i>	<i>Intervalo de confiança (95%)</i>	
Grupo 1	Grupo etário	-0,2844	0,0048	-59,35	0,00	-0,2938	-0,2750
(Tratamento) x	Gr. de anos de estudo	-0,6430	0,0101	-63,49	0,00	-0,6629	-0,6232
Grupo 2	Cor	-1,1067	0,0176	-62,81	0,00	-1,1412	-1,0721
(Controle)	Constante	-0,7562	0,0317	-23,85	0,00	-0,8183	-0,6940
Grupo 1	Grupo etário	-0,6223	0,0062	-100,47	0,00	-0,6344	-0,6102
(Tratamento) x	Gr. de anos de estudo	-0,3043	0,0126	-24,22	0,00	-0,3289	-0,2796
Grupo 3	Cor	-0,1650	0,0200	-8,24	0,00	-0,2043	-0,1258
(Controle)	Constante	1,3724	0,0415	33,10	0,00	1,2911	1,4537
Grupo 1	Grupo etário	-0,1624	0,0048	-34,16	0,00	-0,1717	-0,1531
(Tratamento) x	Gr. de anos de estudo	-0,1314	0,0097	-13,54	0,00	-0,1504	-0,1123
Grupo 4	Cor	0,4048	0,0174	23,21	0,00	0,3706	0,4390
(Controle)	Constante	-3,5958	0,0305	-117,81	0,00	-3,6556	-3,5359
Grupo 5	Grupo etário	0,3848	0,0081	47,6500	0,00	0,3690	0,4007
(Tratamento) x	Gr. de anos de estudo	0,1527	0,0163	9,3900	0,00	0,1208	0,1845
Grupo 1	Cor	0,1850	0,0266	6,9600	0,00	0,1329	0,2371
(Controle)	Constante	-1,9271	0,0537	-35,8800	0,00	-2,0323	-1,8218
Grupo 5	Grupo etário	-0,2468	0,0057	-42,9600	0,00	-0,2581	-0,2356
(Tratamento) x	Gr. de anos de estudo	-0,0991	0,0123	-8,0800	0,00	-0,1231	-0,0750
Grupo 3	Cor	0,0076	0,0200	0,3800	0,70	-0,0316	0,0469
(Controle)	Constante	-0,6425	0,0429	-14,9800	0,00	-0,7266	-0,5585
Grupo 3	Grupo etário	0,3358	0,0020	170,1800	0,00	0,3320	0,3397
(Tratamento) x	Gr. de anos de estudo	0,0684	0,0039	17,6100	0,00	0,0608	0,0760
Grupo 4	Cor	0,6247	0,0075	83,2200	0,00	0,6100	0,6394
(Controle)	Constante	-4,2851	0,0147	-291,8500	0,00	-4,3138	-4,2563
Grupo 5	Grupo etário	0,0095	0,0048	1,9700	0,05	0,0001	0,0189
(Tratamento) x	Gr. de anos de estudo	-0,4903	0,0105	-46,5300	0,00	-0,5109	-0,4696
Grupo 2	Cor	-0,9586	0,0189	-50,7400	0,00	-0,9956	-0,9215
(Controle)	Constante	-2,3624	0,0359	-65,7600	0,00	-2,4328	-2,2920
Grupo 3	Grupo etário	0,2127	0,0020	104,0000	0,00	0,2087	0,2168
(Tratamento) x	Gr. de anos de estudo	-0,4228	0,0042	-100,3100	0,00	-0,4311	-0,4145
Grupo 2	Cor	-0,9864	0,0077	-128,1800	0,00	-1,0015	-0,9713
(Controle)	Constante	-1,4473	0,0156	-92,9300	0,00	-1,4778	-1,4168
Grupo 5	Grupo etário	0,1333	0,0047	28,0800	0,00	0,1240	0,1426
(Tratamento) x	Gr. de anos de estudo	0,0014	0,0099	0,1400	0,89	-0,0181	0,0208
Grupo 4	Cor	0,6070	0,0187	32,4400	0,00	0,5704	0,6437
(Controle)	Constante	-5,1823	0,0345	-150,2500	0,00	-5,2499	-5,1147

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico 2010. Elaboração da autora.

TABELA 19 - PSM: Estatísticas descritivas dos grupos de controle e tratamento antes e depois do pareamento, segundo pares de grupos comparados

<i>Grupos pareados</i>	<i>Variável</i>	<i>Amostra</i>	<i>X Tratamento</i>	<i>X Controle</i>	<i>Viés (%)</i>	<i>Redução no viés (%)</i>
Grupo 1 (Tratamento) x Grupo 2 (Controle)	Grupo etário	Não pareada	2,90	3,74	-47,30	-
		Pareada	2,90	2,90	0,00	100,00
	Grupo de anos de estudo	Não pareada	2,32	2,79	-54,90	-
		Pareada	2,32	2,32	0,00	100,00
	Cor	Não pareada	0,36	0,68	-67,50	-
		Pareada	0,36	0,36	0,00	100,00
Grupo 1 (Tratamento) x Grupo 3 (Controle)	Grupo etário	Não pareada	2,90	4,68	-107,40	-
		Pareada	2,90	2,90	0,00	100,00
	Grupo de anos de estudo	Não pareada	2,32	2,27	6,00	-
		Pareada	2,32	2,32	0,00	100,00
	Cor	Não pareada	0,36	0,42	-13,40	-
		Pareada	0,36	0,36	0,00	100,00
Grupo 1 (Tratamento) x Grupo 4 (Controle)	Grupo etário	Não pareada	2,90	3,42	-29,20	-
		Pareada	2,90	2,90	0,00	100,00
	Grupo de anos de estudo	Não pareada	2,32	2,34	-2,50	-
		Pareada	2,32	2,32	0,00	100,00
	Cor	Não pareada	0,36	0,28	17,50	-
		Pareada	0,36	0,36	0,00	100,00
Grupo 5 (Tratamento) x Grupo 1 (Controle)	Grupo etário	Não pareada	3,94	2,90	62,70	-
		Pareada	3,94	3,94	0,00	100,00
	Grupo de anos de estudo	Não pareada	2,31	2,32	-1,70	-
		Pareada	2,31	2,31	0,00	100,00
	Cor	Não pareada	0,41	0,36	11,40	-
		Pareada	0,41	0,41	0,00	100,00
Grupo 5 (Tratamento) x Grupo 3 (Controle)	Grupo etário	Não pareada	3,94	4,68	-42,50	-
		Pareada	3,94	3,94	0,00	100,00
	Grupo de anos de estudo	Não pareada	2,31	2,27	4,20	-
		Pareada	2,31	2,31	0,00	100,00
	Cor	Não pareada	0,41	0,42	-2,00	-
		Pareada	0,41	0,41	0,00	100,00
Grupo 3 (Tratamento) x Grupo 4 (Controle)	Grupo etário	Não pareada	4,68	3,42	68,50	-
		Pareada	4,68	4,68	0,00	100,00
	Grupo de anos de estudo	Não pareada	2,27	2,34	-7,90	-
		Pareada	2,27	2,27	0,00	100,00
	Cor	Não pareada	0,42	0,28	31,10	-
		Pareada	0,42	0,42	0,00	100,00
Grupo 5 (Tratamento) x Grupo 2 (Controle)	Grupo etário	Não pareada	3,94	3,74	10,60	-
		Pareada	3,94	3,94	0,00	100,00
	Grupo de anos de estudo	Não pareada	2,31	2,79	-55,80	-
		Pareada	2,31	2,31	0,00	100,00
	Cor	Não pareada	0,41	0,68	-55,00	-
		Pareada	0,41	0,41	0,00	100,00
Grupo 3 (Tratamento) x Grupo 2 (Controle)	Grupo etário	Não pareada	4,68	3,74	50,40	-
		Pareada	4,68	4,68	0,00	100,00
	Grupo de anos de estudo	Não pareada	2,27	2,79	-58,90	-
		Pareada	2,27	2,27	0,00	100,00
	Cor	Não pareada	0,42	0,68	-52,80	-
		Pareada	0,42	0,42	0,00	100,00
Grupo 5 (Tratamento) x Grupo 4 (Controle)	Grupo etário	Não pareada	3,94	3,42	28,40	-
		Pareada	3,94	3,94	0,00	100,00
	Grupo de anos de estudo	Não pareada	2,31	2,34	-4,00	-
		Pareada	2,31	2,31	0,00	100,00
	Cor	Não pareada	0,41	0,28	29,10	-
		Pareada	0,41	0,41	0,00	100,00

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico 2010. Elaboração da autora.

TABELA 20 - PSM: Número de observações utilizadas para o pareamento nos grupos de tratamento e controle, na região de suporte comum, segundo pares de grupos comparados.

Grupo 1 (Tratamento) x Grupo 2 (Controle)	Controle	730.421
	Tratamento	14.721
	Total	745.142
Grupo 1 (Tratamento) x Grupo 3 (Controle)	Controle	83.592
	Tratamento	14.721
	Total	98.313
Grupo 1 (Tratamento) x Grupo 4 (Controle)	Controle	1.070.821
	Tratamento	14.721
	Total	1.085.542
Grupo 5 (Tratamento) x Grupo 1 (Controle)	Controle	14.721
	Tratamento	12.115
	Total	26.836
Grupo 5 (Tratamento) x Grupo 3 (Controle)	Controle	83.592
	Tratamento	12.115
	Total	95.707
Grupo 3 (Tratamento) x Grupo 4 (Controle)	Controle	1.070.821
	Tratamento	83.592
	Total	1.154.413
Grupo 5 (Tratamento) x Grupo 2 (Controle)	Controle	730.421
	Tratamento	12.115
	Total	742.536
Grupo 3 (Tratamento) x Grupo 2 (Controle)	Controle	730.421
	Tratamento	83.592
	Total	814.013
Grupo 5 (Tratamento) x Grupo 4 (Controle)	Controle	1.070.821
	Tratamento	12.115
	Total	1.082.936

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico 2010.
Elaboração da autora.

A TAB.21 traz os resultados dos pareamentos por escores de propensão para os pares de grupos comparados. Os resultados sugerem que, considerando-se mulheres com características de grupo etário, grupo de anos de estudo e cor/raça muito parecidas, as mulheres nordestinas imigrantes interestaduais de data fixa em São Paulo em 2010 tiveram fecundidade corrente superior àquela observada entre as mulheres naturais de São Paulo e não-migrantes. Este resultado era esperado e está de acordo com a hipótese 1 deste trabalho, cuja possível explicação são as diferenças regionais de fecundidade entre as duas populações,

devidas a fatores culturais que não se relacionam com a escolaridade, a idade e a cor. De acordo com os resultados, após o pareamento, a probabilidade de uma mulher do Grupo 1 ter tido filho nascido vivo nos 12 meses anteriores à data do censo foi de 7,44%, enquanto para as mulheres do Grupo 2 foi de 6,60%, uma diferença de 0,84 pontos percentuais ou 11,29%.

Na comparação com as mulheres, naturais do Nordeste, com mais de 5 anos de residência em SP e que eram não-migrantes intermunicipais de data fixa em São Paulo (Grupo 3), as imigrantes interestaduais tiveram fecundidade corrente superior, ainda que a diferença fosse menor em relação àquela observada em comparação com as não-migrantes naturais de São Paulo. A diferença entre os grupos 1 e 3 foi de 0,44 pontos percentuais, ou 5,91%. Este fato sugere que o tempo de residência e a fixação da residência no local de destino, entre as imigrantes nordestinas em São Paulo em 2010, contribuiu para a redução da fecundidade corrente dessas mulheres, o que está de acordo com a hipótese de assimilação do comportamento reprodutivo das mulheres do local de destino.

Em relação às nordestinas que nunca migraram do município de nascimento (Grupo 4), a diferença na probabilidade de ter tido filho nascido vivo no ano anterior à data da pesquisa foi apenas 0,13 pontos percentuais (ou 1,75%) em favor das imigrantes interestaduais. Uma explicação para este resultado pode ser a grande proporção de mulheres que viviam com cônjuge ou companheiro, especialmente nas idades mais jovens, entre as imigrantes interestaduais nordestinas em São Paulo em 2010.

A comparação das imigrantes interestaduais nordestinas com as mulheres naturais do NE que viviam em São Paulo e migraram dentro do estado na data fixa (Grupo 5) revelou que as mulheres deste grupo tiveram maior probabilidade de ter gerado um nascimento no período em questão: 0,96 pontos percentuais ou 15%. Uma explicação para este resultado pode estar também nos diferenciais na proporção de mulheres vivendo com cônjuge ou companheiro entre os dois grupos: a partir dos 20 anos, essa proporção é muito maior entre as mulheres do Grupo 5 (TAB.16).

Comparando as mulheres nordestinas que viviam em São Paulo e eram migrantes intermunicipais de data fixa no estado (Grupo 5) com as nordestinas que viviam há mais de 5 anos e não migraram dentro de São Paulo (Grupo 3), as primeiras apresentaram fecundidade superior em 1,04 pontos percentuais (ou 16,25%). Essa diferença também pode estar relacionada aos diferenciais na proporção de mulheres unidas nas idades mais jovens, que é muito superior no Grupo 5, nas idades entre 15 e 24 anos (TAB.16).

A diferença entre os grupos 3 e 4, respectivamente nordestinas que viviam há mais de 5 anos e não migraram dentro de São Paulo e nordestinas que nunca migraram do município de nascimento, foi praticamente nula, o que sugere que algum tempo após a migração, o padrão de fecundidade das migrantes tenha voltado a reproduzir o padrão observado na origem.

TABELA 21 - PSM: Efeito médio do tratamento no tratado (ATT) sobre a chance de ter tido filho nascido vivo nos 12 meses anteriores à data de referência do Censo 2010, segundo pares de grupos comparados

<i>Grupos pareados</i>	<i>Amostra</i>	<i>Tratam.</i>	<i>Controle</i>	<i>Diferença</i>	<i>Erro padrão</i>	<i>Estatística T</i>
Grupo 1 (Tratam.) x Grupo 2 (Controle)	Não pareada	0,0744	0,0420	0,0324	0,0017	19,24
	Pareada	0,0744	0,0660	0,0084	0,0022	3,82
Grupo 1 (Tratam.) x Grupo 3 (Controle)	Não pareada	0,0744	0,0393	0,0351	0,0018	19,08
	Pareada	0,0744	0,0700	0,0044	0,0024	1,82
Grupo 1 (Tratam.) x Grupo 4 (Controle)	Não pareada	0,0744	0,0567	0,0177	0,0019	9,18
	Pareada	0,0744	0,0731	0,0013	0,0022	0,60
Grupo 5 (Tratam.) x Grupo 1 (Controle)	Não pareada	0,0640	0,0744	-0,0104	0,0031	-3,33
	Pareada	0,0640	0,0544	0,0096	0,0036	2,69
Grupo 5 (Tratam.) x Grupo 3 (Controle)	Não pareada	0,0640	0,0393	0,0247	0,0020	12,62
	Pareada	0,0640	0,0536	0,0104	0,0023	4,44
Grupo 3 (Tratam.) x Grupo 4 (Controle)	Não pareada	0,0393	0,0567	-0,0175	0,0008	-21,24
	Pareada	0,0393	0,0390	0,0003	0,0007	0,37
Grupo 5 (Tratam.) x Grupo 2 (Controle)	Não pareada	0,0640	0,0420	0,0219	0,0018	11,89
	Pareada	0,0640	0,0503	0,0137	0,0022	6,08
Grupo 3 (Tratam.) x Grupo 2 (Controle)	Não pareada	0,0393	0,0420	-0,0028	0,0007	-3,77
	Pareada	0,0393	0,0365	0,0028	0,0007	3,73
Grupo 5 (Tratam.) x Grupo 4 (Controle)	Não pareada	0,0640	0,0567	0,0072	0,0021	3,42
	Pareada	0,0640	0,0545	0,0095	0,0022	4,23

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico 2010. Elaboração da autora.

Em comparação com o Grupo 2, de mulheres naturais e não-migrantes de São Paulo, as mulheres do Grupo 5 (nordestinas migrantes intermunicipais de data fixa em São Paulo) tiveram fecundidade corrente superior em 1,37 pontos percentuais ou 21,40%, indicando que, no caso das imigrantes nordestinas que passam por pelo menos duas etapas migratórias em São Paulo, não ocorre assimilação do comportamento reprodutivo das mulheres do local de destino. As nordestinas com mais de 5 anos de residência em São Paulo e que não migraram

dentro do estado na data fixa (Grupo 3), por outro lado, tiveram probabilidade pouco superior àquela das não-migrantes naturais de São Paulo (0,28 pontos percentuais ou 8,2%), o que sugere que entre elas tenha havido assimilação. A diferença entre as mulheres do Grupo 5 e as mulheres naturais e não-migrantes no Nordeste (Grupo 4) foi de 0,95 pontos percentuais (ou 14%) em favor das primeiras. Uma possível explicação para essa diferença pode também estar relacionada à diferença na proporção de mulheres vivendo em companhia de cônjuge ou companheiro entre esses grupos. Dessa forma, torna-se necessário refazer as estimações utilizando esta variável entre as covariáveis observadas nos modelos de pareamento. Entretanto, todas as tentativas de fazê-lo através do método PSM não satisfizeram a hipótese de equilíbrio e geraram muitos blocos não equilibrados.

5.2 COARSENEDED EXACT MATCHING

A qualidade dos pareamentos realizados pelo método CEM pode ser verificada através das tabelas TAB.22 e TAB.23, que mostram, respectivamente, os números de observações nos grupos de tratamento e controle e a medida de distância multivariada L_1 , e as medidas de desequilíbrio univariado para cada um dos modelos estimados. Como foi mencionado na descrição do método, equilíbrio global perfeito, ou seja, o pareamento perfeito, ocorre quando $L_1 = 0$. Portanto, quanto mais próximo de 0 for seu valor, melhor será a qualidade do pareamento. Os dados da TAB.22 mostram que, em todos os modelos estimados, as medidas de distância multivariada L_1 foram muito próximas de 0 e, portanto, os pareamentos foram satisfatórios. Os dados da TAB.23 corroboram esta afirmação, uma vez que os valores das medidas L_1 de desequilíbrio univariado (para cada uma das covariáveis utilizadas nos modelos) também foram muito próximas de 0.

TABELA 22 - CEM: Número de observações utilizadas nos grupos de tratamento e controle e estatísticas-resumo do pareamento, segundo pares de grupos comparados

<i>Grupos pareados</i>	<i>Controle</i>	<i>Tratamento</i>	<i>Nº de observações utilizadas no pareamento</i>	<i>Distância multivariada L1</i>
Grupo 1 (Tratamento) x Grupo 2 (Controle)	730421	14721	745142	1,36E-13
Grupo 1 (Tratamento) x Grupo 3 (Controle)	83592	14721	98313	2,66E-14
Grupo 1 (Tratamento) x Grupo 4 (Controle)	1070821	14721	1085542	9,82E-13
Grupo 5 (Tratamento) x Grupo 1 (Controle)	14721	12115	26836	4,11E-14
Grupo 5 (Tratamento) x Grupo 3 (Controle)	83592	12115	95707	1,39E-13
Grupo 3 (Tratamento) x Grupo 4 (Controle)	1070821	83592	1154413	1,27E-12
Grupo 5 (Tratamento) x Grupo 2 (Controle)	730421	12115	742536	1,30E-12
Grupo 3 (Tratamento) x Grupo 2 (Controle)	730421	83592	814013	5,05E-13
Grupo 5 (Tratamento) x Grupo 4 (Controle)	1070821	12115	1082936	2,79E-13

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico 2010. Elaboração da autora.

TABELA 23 - CEM: Medidas de desequilíbrio univariado para os modelos estimados segundo pares de grupos comparados*

<i>Grupos pareados</i>	Variável	L1	Média
Grupo 1 (Tratamento) x Grupo 2 (Controle)	Grupo etário	3,90E-13	-8,00E-13
	Grupo de anos de estudo	1,90E-13	-1,80E-12
	Cor	3,90E-13	-6,50E-13
Grupo 1 (Tratamento) x Grupo 3 (Controle)	Grupo etário	2,80E-14	1,90E-12
	Grupo de anos de estudo	2,40E-13	0,00E+00
	Cor	8,60E-14	3,60E-14
Grupo 1 (Tratamento) x Grupo 4 (Controle)	Grupo etário	1,20E-12	-5,40E-13
	Grupo de anos de estudo	-2,00E-12	0,00E+00
	Cor	4,60E-13	6,30E-13
Grupo 5 (Tratamento) x Grupo 1 (Controle)	Grupo etário	3,90E-14	-9,60E-14
	Grupo de anos de estudo	-1,80E-13	0,00E+00
	Cor	3,00E-14	-3,10E-14
Grupo 5 (Tratamento) x Grupo 3 (Controle)	Grupo etário	1,50E-13	-1,20E-13
	Grupo de anos de estudo	-1,70E-13	0,00E+00
	Cor	9,60E-14	-1,70E-13
Grupo 3 (Tratamento) x Grupo 4 (Controle)	Grupo etário	1,20E-12	1,50E-11
	Grupo de anos de estudo	1,50E-12	0,00E+00
	Cor	1,80E-12	1,10E-12
Grupo 5 (Tratamento) x Grupo 2 (Controle)	Grupo etário	1,20E-12	-1,40E-11
	Grupo de anos de estudo	1,10E-12	-7,80E-12
	Cor	7,70E-13	-4,80E-13
Grupo 3 (Tratamento) x Grupo 2 (Controle)	Grupo etário	5,90E-13	7,10E-12
	Grupo de anos de estudo	8,90E-13	1,30E-13
	Cor	1,00E-12	9,50E-13
Grupo 5 (Tratamento) x Grupo 4 (Controle)	Grupo etário	1,80E-13	4,20E-12
	Grupo de anos de estudo	1,90E-13	-3,20E-12
	Cor	1,00E-13	3,90E-14

*Valores mínimo, 25%, 50%, 75% e máximo são iguais à zero.

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico 2010. Elaboração da autora.

TABELA 24 - CEM: Efeito médio do tratamento no tratado (ATT)* sobre a chance de ter tido filho nascido vivo nos 12 meses anteriores à data de referência do Censo 2010, segundo pares de grupos comparados.

<i>Grupos pareados</i>	<i>Variável</i>	<i>Coef.</i>	<i>Erro padrão</i>	<i>t</i>	<i>P> t </i>	<i>Intervalo de confiança (95%)</i>	
Grupo 1 (Tratamento) x Grupo 2 (Controle)	Tratamento (ATT)	0,0084	0,0021	4,0500	0,0000	0,0043	0,0124
	Constante	0,0660	0,0003	226,9400	0,0000	0,0654	0,0666
Grupo 1 (Tratamento) x Grupo 3 (Controle)	Tratamento (ATT)	0,0044	0,0023	1,9100	0,0560	-0,0001	0,0089
	Constante	0,0700	0,0009	78,9900	0,0000	0,0683	0,0717
Grupo 1 (Tratamento) x Grupo 4 (Controle)	Tratamento (ATT)	0,0013	0,0022	0,6000	0,5470	-0,0029	0,0055
	Constante	0,0731	0,0003	290,5300	0,0000	0,0726	0,0736
Grupo 5 (Tratamento) x Grupo 1 (Controle)	Tratamento (ATT)	0,0091	0,0029	3,1600	0,0020	0,0035	0,0148
	Constante	0,0548	0,0019	28,2500	0,0000	0,0510	0,0586
Grupo 5 (Tratamento) x Grupo 3 (Controle)	Tratamento (ATT)	0,0104	0,0022	4,6900	0,0000	0,0060	0,0147
	Constante	0,0536	0,0008	68,0300	0,0000	0,0521	0,0551
Grupo 3 (Tratamento) x Grupo 4 (Controle)	Tratamento (ATT)	0,0003	0,0007	0,3800	0,7030	-0,0011	0,0016
	Constante	0,0390	0,0002	208,4400	0,0000	0,0386	0,0394
Grupo 5 (Tratamento) x Grupo 2 (Controle)	Tratamento (ATT)	0,0137	0,0020	6,8100	0,0000	0,0097	0,0176
	Constante	0,0503	0,0003	196,3000	0,0000	0,0498	0,0508
Grupo 3 (Tratamento) x Grupo 2 (Controle)	Tratamento (ATT)	0,0028	0,0007	4,0400	0,0000	0,0014	0,0041
	Constante	0,0365	0,0002	165,7200	0,0000	0,0361	0,0369
Grupo 5 (Tratamento) x Grupo 4 (Controle)	Tratamento (ATT)	0,0095	0,0021	4,5600	0,0000	0,0054	0,0135
	Constante	0,0545	0,0002	248,2300	0,0000	0,0541	0,0549

*Obtido através de regressão linear da variável dummy referente a ter tido ou não filho nascido vivo nos 12 meses anteriores à data de referência do Censo 2010 pela variável dummy de tratamento, ponderada pelos pesos calculados pelo algoritmo CEM.

A TAB.24 apresenta os resultados das estimativas do efeito médio do tratamento no tratado (ATT) obtidas através da estimação de regressões lineares da variável de resultado (*dummy* indicadora se a mulher teve filho nascido vivo nos 12 meses anteriores à data de referência do censo) pela variável de tratamento, ponderada pelos pesos gerados pelo pareamento do método CEM. Os resultados obtidos (os coeficientes das variáveis de tratamento) foram idênticos àqueles encontrados com o uso do PSM. A variável de tratamento não foi significativa nas comparações dos grupos 1 e 4 (imigrantes interestaduais nordestinas e mulheres

naturais do Nordeste e que nunca migraram do município de nascimento) e 3 (nordestinas com mais de 5 anos de residência em SP, não-migrantes intermunicipais de data fixa) e 4, o que sugere que não existem diferenças na fecundidade entre essas mulheres, devido à migração. Nos demais casos, a variável de tratamento foi significativa, indicando diferença entre os grupos por condição migratória ou, como foi mencionado, devido a alguma das características observáveis relevantes não incluídas nos modelos, como é o caso da situação de união das mulheres (se vivem ou não com cônjuge ou companheiro).

Uma vez que foram encontradas diferenças na probabilidade de ter tido filho nascido vivo entre os grupos comparados que podem estar relacionadas às diferenças nas proporções de mulheres vivendo em companhia de cônjuge ou companheiro, foram estimados modelos utilizando o método CEM incluindo esta variável. A escolha pelas estimativas feitas apenas pelo CEM se justifica 1) pela dificuldade operacional do PSM, cuja hipótese de equilíbrio não foi alcançada em nenhum dos casos com a inclusão da variável e o número de blocos não equilibrados cresceu bastante em comparação com os resultados das especificações mais simples apresentadas na seção anterior; 2) pela maior agilidade operacional do CEM e 3) pelos resultados idênticos encontrados neste trabalho utilizando as mesmas especificações para os dois métodos. Os resultados das medidas de qualidade dos novos pareamentos, segundo pares de grupos comparados, são apresentados na TAB.25.

Ao contrário do que aconteceu nas estimativas do modelo sem a variável de condição de união, em 7 dos 9 modelos estimados houveram observações não pareadas nos grupos de controle. Na comparação entre os grupos 5 e 1, cinco observações do grupo de tratamento não foram pareadas, o que não é um problema para as estimativas, dado o tamanho da amostra utilizada. Este fato mostra que, devido à heterogeneidade existente entre os grupos antes do procedimento, a inclusão de mais uma característica observável tornou o pareamento mais difícil, embora ele deva gerar resultados mais confiáveis, uma vez que a característica incluída pode afetar de forma significativa a variável de resultado, ou seja, a fecundidade corrente. As medidas de distância multivariada

L_1 , em todos os casos, continuaram muito próximas de 0, garantindo a qualidade dos pareamentos. O mesmo pode ser dito em relação às medidas de desequilíbrio univariado (TAB.26).

TABELA 25 - CEM: Número de observações utilizadas nos grupos de tratamento e controle e estatísticas-resumo do pareamento, segundo pares de grupos comparados.

<i>Grupos pareados</i>	Observações	Controle	Tratamento	L1
Grupo 1 (Tratamento) x Grupo 2 (Controle)	Todas	730.421	14.721	
	Pareadas	729.846	14.721	1,38E-13
	Não-pareadas	575	0	
Grupo 1 (Tratamento) x Grupo 3 (Controle)	Todas	83.592	14.721	
	Pareadas	83.542	14.721	2,92E-14
	Não-pareadas	50	0	
Grupo 1 (Tratamento) x Grupo 4 (Controle)	Todas	1.070.821	14.721	
	Pareadas	1.069.862	14.721	5,59E-13
	Não-pareadas	959	0	
Grupo 5 (Tratamento) x Grupo 1 (Controle)	Todas	14.721	12.115	
	Pareadas	14.713	12.110	1,92E-15
	Não-pareadas	8	5	
Grupo 5 (Tratamento) x Grupo 3 (Controle)	Todas	83.592	12.115	
	Pareadas	83.580	12.115	1,85E-14
	Não-pareadas	12	0	
Grupo 3 (Tratamento) x Grupo 4 (Controle)	Todas	1.070.821	83.592	
	Pareadas	1.070.821	83.592	6,97E-14
	Não-pareadas	0	0	
Grupo 5 (Tratamento) x Grupo 2 (Controle)	Todas	730.421	12.115	
	Pareadas	730.083	12.115	5,27E-13
	Não-pareadas	338	0	
Grupo 3 (Tratamento) x Grupo 2 (Controle)	Todas	730.421	83.592	
	Pareadas	730.421	83.592	1,75E-12
	Não-pareadas	0	0	
Grupo 5 (Tratamento) x Grupo 4 (Controle)	Todas	1.070.821	12.115	
	Pareadas	1.070.567	12.115	8,38E-13
	Não-pareadas	254	0	

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico 2010. Elaboração da autora.

TABELA 26 - CEM: Medidas de desequilíbrio univariado para os modelos estimados segundo pares de grupos comparados

<i>Grupos pareados</i>	Variável	L1	Média
Grupo 1 (Tratamento) x Grupo 2 (Controle)	Grupo etário	2,80E-13	3,40E-12
	Grupo de anos de estudo	4,80E-13	9,70E-13
	Cor	6,80E-13	9,90E-13
Grupo 1 (Tratamento) x Grupo 3 (Controle)	Grupo etário	2,80E-14	-9,40E-13
	Grupo de anos de estudo	3,90E-14	-2,30E-13
	Cor	4,00E-14	-2,30E-14
Grupo 1 (Tratamento) x Grupo 4 (Controle)	Grupo etário	3,00E-13	3,20E-12
	Grupo de anos de estudo	3,00E-13	2,60E-13
	Cor	6,10E-13	1,60E-13
Grupo 5 (Tratamento) x Grupo 1 (Controle)	Grupo etário	4,10E-15	5,10E-14
	Grupo de anos de estudo	5,60E-15	1,40E-13
	Cor	3,20E-15	-3,00E-15
Grupo 5 (Tratamento) x Grupo 3 (Controle)	Grupo etário	4,60E-14	-3,50E-13
	Grupo de anos de estudo	2,80E-14	5,00E-13
	Cor	4,10E-14	-8,70E-15
Grupo 3 (Tratamento) x Grupo 4 (Controle)	Grupo etário	4,00E-13	-1,30E-11
	Grupo de anos de estudo	3,60E-13	1,50E-12
	Cor	5,60E-14	-5,10E-14
Grupo 5 (Tratamento) x Grupo 2 (Controle)	Grupo etário	6,20E-13	1,30E-11
	Grupo de anos de estudo	3,00E-13	5,20E-12
	Cor	4,20E-13	5,60E-13
Grupo 3 (Tratamento) x Grupo 2 (Controle)	Grupo etário	1,80E-12	1,80E-11
	Grupo de anos de estudo	2,20E-12	4,00E-12
	Cor	1,70E-12	1,60E-12
Grupo 5 (Tratamento) x Grupo 4 (Controle)	Grupo etário	8,40E-13	3,40E-12
	Grupo de anos de estudo	1,20E-12	2,90E-12
	Cor	5,60E-13	8,20E-13

*Valores mínimo, 25%, 50%, 75% e máximo são iguais à zero.

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico 2010. Elaboração da autora.

Os resultados dos modelos estimados pelo método CEM são mostrados na TAB.27. A inclusão da variável que indica se a mulher vivia em companhia de cônjuge ou companheiro alterou os sinais de diversas estimativas do ATT. Os resultados sugerem que, comparando mulheres com características muito semelhantes de grupo etário, grupo de anos de estudo, cor/raça e convivência ou não com cônjuge ou companheiro, as mulheres nordestinas imigrantes interestaduais de data fixa em São Paulo em 2010 tiveram, ao contrário do

resultado anterior, fecundidade corrente inferior àquela observada entre as mulheres naturais de São Paulo e não-migrantes em 1,37 pontos percentuais. Este resultado não era esperado e indica um possível ruptura da fecundidade devido à migração. De acordo com os resultados, após o pareamento, a probabilidade de uma mulher do Grupo 1 ter tido filho nascido vivo nos 12 meses anteriores à data do censo foi de 7,44%, enquanto para as mulheres do Grupo 2 foi de 8,80%, uma diferença de 18,41%.

Na comparação com as mulheres, naturais do Nordeste, com mais de 5 anos de residência em SP e que eram não-migrantes intermunicipais de data fixa em São Paulo (Grupo 3), as imigrantes interestaduais tiveram fecundidade corrente inferior em 0,91 pontos percentuais. A probabilidade de ter tido filho nascido vivo nos 12 meses anteriores à data de referência do censo, para o Grupo 3, foi de 8,35%, 12,23% maior que a mesma medida para o Grupo 1. Este fato corrobora a hipótese de ruptura da fecundidade devido à migração, uma vez que as mulheres do Grupo 3 são aquelas que migraram há mais de 5 anos e fixaram residência em um único município dentro no intervalo de 5 anos anteriores à data da pesquisa e, portanto, não estão sujeitas diretamente aos efeitos de um movimento migratório recente.

Em relação às nordestinas que nunca migraram do município de nascimento (Grupo 4), as imigrantes interestaduais tiveram probabilidade de ter tido filho nascido vivo no ano anterior à data da pesquisa menor em -1,81 pontos percentuais, o que também corrobora a hipótese de ruptura.

A comparação das imigrantes interestaduais nordestinas com as mulheres naturais do NE que viviam em São Paulo e migraram dentro do estado na data fixa (Grupo 5) revelou que as mulheres deste grupo tiveram maior probabilidade de ter gerado um nascimento no período em questão: 0,82 pontos percentuais, diferença inferior àquelas das comparações do Grupo 1 com os demais, o que também sugere que, no contexto analisado neste trabalho, a migração, no curto prazo, tem um efeito negativo sobre a fecundidade e que este efeito é maior para os movimentos de longa distância.

Comparando as mulheres nordestinas que viviam em São Paulo e eram migrantes intermunicipais de data fixa no estado (Grupo 5) com as nordestinas que viviam há mais de 5 anos e não migraram dentro de São Paulo (Grupo 3), as primeiras apresentaram fecundidade superior em 0,36 pontos percentuais, valor 64,4% menor que o encontrado com o pareamento sem a inclusão da variável relativa à convivência com cônjuge ou companheiro. Este fato pode indicar assimilação do comportamento reprodutivo das mulheres nordestinas com maior tempo de residência e que se fixaram em um único município há mais de 5 anos.

A diferença entre os grupos 3 e 4, respectivamente nordestinas que viviam há mais de 5 anos e não migraram dentro de São Paulo e nordestinas que nunca migraram do município de nascimento, que no pareamento anterior foi praticamente nula, passou para 0,28 pontos percentuais a mais para o Grupo 4 o que sugere que algum tempo após a migração possa ter havido assimilação do comportamento reprodutivo do local de destino pelas emigrantes nordestinas que se estabeleceram há mais de 5 anos em São Paulo.

Em comparação com o Grupo 2, de mulheres naturais e não-migrantes de São Paulo, as mulheres do Grupo 5 (nordestinas migrantes intermunicipais de data fixa em São Paulo) tiveram fecundidade corrente superior em 0,14 pontos percentuais, valor bastante inferior ao obtido no pareamento anterior (1,37 pontos percentuais), o que está de acordo com a hipótese de ruptura da fecundidade num momento logo após a realização do movimento migratório, já que era esperado que a diferença de fecundidade entre esses grupos em favor das nordestinas fosse maior.

A diferença entre as nordestinas com mais de 5 anos de residência em São Paulo e que não migraram dentro do estado na data fixa (Grupo 3) e as não-migrantes naturais de São Paulo (Grupo 2), que no pareamento anterior foi de 0,28 pontos percentuais, passou a ser praticamente nula (-0,05 pontos percentuais) com a inclusão da variável sobre convivência com cônjuge ou companheiro, o que indica assimilação do comportamento reprodutivo das nordestinas com maior tempo de residência e que não migraram dentro de São Paulo no período de data fixa. Essa hipótese é corroborada pela comparação do Grupo 3 com o Grupo 4, que representa as mulheres do local de origem das migrantes, que demonstrou que a

probabilidade de ter tido filho nascido vivo no período de 12 meses antes da data de referência do censo foi 0,28 pontos percentuais menor para as nordestinas vivendo há mais de 5 anos em São Paulo.

As mulheres nordestinas que migraram dentro de São Paulo no período de data fixa (Grupo 5), tiveram probabilidade de ter gerado um nascimento no período 0,20 pontos percentuais menor que as mulheres naturais e não-migrantes no Nordeste (Grupo 4), resultado que, assim como os demais resultados obtidos na estimação com uso do método CEM que incluiu a variável sobre convivência com cônjuge ou companheiro, indica a existência de um efeito negativo da migração sobre a fecundidade.

TABELA 27 - CEM: Efeito médio do tratamento no tratado (ATT)* sobre a chance de ter tido filho nascido vivo nos 12 meses anteriores à data de referência do Censo 2010, segundo pares de grupos comparados.

<i>Grupos pareados</i>	<i>Variável</i>	<i>Coef.</i>	<i>Erro padrão</i>	<i>t</i>	<i>P> t </i>	<i>Intervalo de confiança (95%)</i>	
Grupo 1 (Tratamento) x Grupo 2 (Controle)	Tratamento (ATT)	-0,0137	0,0024	-5,8000	0,0000	-0,0183	-0,0090
	Constante	0,0880	0,0003	265,8100	0,0000	0,0874	0,0887
Grupo 1 (Tratamento) x Grupo 3 (Controle)	Tratamento (ATT)	-0,0091	0,0025	-3,7100	0,0000	-0,0139	-0,0043
	Constante	0,0835	0,0009	87,8900	0,0000	0,0816	0,0853
Grupo 1 (Tratamento) x Grupo 4 (Controle)	Tratamento (ATT)	-0,0181	0,0024	-7,5400	0,0000	-0,0228	-0,0134
	Constante	0,0925	0,0003	330,5800	0,0000	0,0919	0,0930
Grupo 5 (Tratamento) x Grupo 1 (Controle)	Tratamento (ATT)	0,0082	0,0029	2,8400	0,0050	0,0026	0,0139
	Constante	0,0558	0,0019	28,6000	0,0000	0,0519	0,0596
Grupo 5 (Tratamento) x Grupo 3 (Controle)	Tratamento (ATT)	0,0036	0,0023	1,5500	0,1210	-0,0010	0,0082
	Constante	0,0604	0,0008	73,0200	0,0000	0,0587	0,0620
Grupo 3 (Tratamento) x Grupo 4 (Controle)	Tratamento (ATT)	-0,0028	0,0007	-3,9200	0,0000	-0,0042	-0,0014
	Constante	0,0421	0,0002	217,4200	0,0000	0,0417	0,0425
Grupo 5 (Tratamento) x Grupo 2 (Controle)	Tratamento (ATT)	0,0014	0,0022	0,6200	0,5330	-0,0030	0,0057
	Constante	0,0626	0,0003	220,7500	0,0000	0,0620	0,0631
Grupo 3 (Tratamento) x Grupo 2 (Controle)	Tratamento (ATT)	-0,0005	0,0007	-0,6700	0,5020	-0,0019	0,0009
	Constante	0,0398	0,0002	173,9900	0,0000	0,0393	0,0402
Grupo 5 (Tratamento) x Grupo 4 (Controle)	Tratamento (ATT)	-0,0020	0,0023	-0,8800	0,3760	-0,0065	0,0024
	Constante	0,0660	0,0002	275,0400	0,0000	0,0655	0,0664

*Obtido através de regressão linear da variável dummy referente a ter tido ou não filho nascido vivo nos 12 meses anteriores à data de referência do Censo 2010 pela variável dummy de tratamento, ponderada pelos pesos calculados pelo algoritmo CEM.

Os resultados finais das comparações entre os grupos, obtidos através da aplicação do método CEM, assim como as hipóteses de efeito da migração nas quais se encaixam, são sintetizados no QUADRO 2:

QUADRO 2: GRUPOS DE “TRATAMENTO” E “CONTROLE”, DIFERENCIAIS NA PROBABILIDADE DE TER GERADO UM NASCIMENTO NOS 12 MESES ANTERIORES À DATA DE REFERÊNCIA DO CENSO DEMOGRÁFICO DO BRASIL DE 2010 E HIPÓTESE DE EFEITO DA MIGRAÇÃO SOBRE A FECUNDIDADE RELACIONADA.

<i>"Tratamento"</i>	<i>"Controle"</i>	<i>Diferença (Tratamento - Controle) (em pontos percentuais)</i>	<i>Hipótese</i>
1) Imigrantes interestaduais de data fixa no Estado de São Paulo, naturais e com origem nos estados da região Nordeste;	2) Não-migrantes de data fixa, residentes e naturais do Estado de São Paulo	-1,37	RUPTURA
	3) Naturais de estados da Região Nordeste, com mais de 5 anos de residência em SP, não-migrantes intermunicipais de data fixa	-0,91	RUPTURA
	4) Não-migrantes (que nunca migraram do município de nascimento) e naturais de estados da região Nordeste	-1,81	RUPTURA
	5) Naturais de estados da Região Nordeste, migrantes intermunicipais de data fixa em São Paulo.	-0,82	RUPTURA
3) Naturais de estados da Região Nordeste, com mais de 5 anos de residência em SP, não-migrantes intermunicipais de data fixa;	2) Não-migrantes de data fixa, residentes e naturais do Estado de São Paulo	-0,05	ASSIMILAÇÃO
	4) Não-migrantes (que nunca migraram da UF de nascimento) e naturais de estados da região Nordeste	-0,28	ASSIMILAÇÃO
	5) Naturais de estados da Região Nordeste, migrantes intermunicipais de data fixa em São Paulo.	-0,36	ASSIMILAÇÃO
5) Naturais de estados da Região Nordeste, migrantes intermunicipais de data fixa em São Paulo.	2) Não-migrantes de data fixa, residentes e naturais do Estado de São Paulo	0,14	RUPTURA
	4) Não-migrantes (que nunca migraram da UF de nascimento) e naturais de estados da região Nordeste	-0,20	RUPTURA

6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

A proposta desta tese foi contribuir para a discussão acerca dos efeitos da migração sobre a fecundidade das mulheres migrantes no Brasil, através da realização de estimações com foco no estado de São Paulo e na Região Nordeste. Além de apresentar algumas lacunas existentes na literatura sobre o tema, outra contribuição do trabalho foi comparar a aplicação de dois métodos distintos de pareamento geralmente utilizados para avaliações de impacto: o *Propensity Score Matching (PSM)* e o *Coarsened Exact Matching (CEM)*. Tais métodos foram utilizados para parear as mulheres de condições migratórias distintas, mas com características observáveis muito semelhantes e, então, comparar suas fecundidades correntes, representadas pela probabilidade de terem gerado filhos nascidos vivos nos 12 meses anteriores à data de referência do Censo Demográfico Brasileiro de 2010. Os grupos de mulheres comparados foram selecionados com o objetivo de reduzir o máximo possível as diferenças relativas ao contexto de migração, que possui características impossíveis de serem controladas, como são as motivações individuais para migrar. Dessa forma, foram selecionados grupos de mulheres migrantes interestaduais naturais dos estados da Região Nordeste, divididas em imigrantes interestaduais de data fixa, mulheres com mais de 5 anos de residência em São Paulo e que migraram dentro do estado no período de data fixa e mulheres com mais de 5 anos de residência em São Paulo, mas que não migraram dentro do estado no mesmo período. Esses grupos foram comparados entre si e também foram comparados a grupos de mulheres representando os locais de origem e destino: mulheres naturais dos estados do Nordeste que nunca migraram do município de nascimento e mulheres naturais de São Paulo, não-migrantes de data fixa.

A descrição das características observáveis dos grupos comparados demonstrou a existência de grande heterogeneidade entre muitos deles nas características observáveis selecionadas para o pareamento (grupo etário, cor/raça, grupo de anos de estudo e convivência com cônjuge ou companheiro), o que justificou a

escolha dos métodos de pareamento para a estimação dos efeitos da migração sobre a fecundidade das mulheres nos diversos contextos migratórios analisados.

Foram estimados modelos de comparação entre pares de grupos, tomando o grupo com mais observações como “tratamento” e o grupo com menos observações como “controle”. A aplicação do pareamento por escores de propensão foi operacionalmente mais difícil, uma vez que a hipótese de equilíbrio não foi satisfeita em muitos casos, especialmente quando foi utilizada a variável sobre convivência com cônjuge ou companheiro. Entretanto, os pareamentos realizados pelo PSM e pelo CEM incluindo apenas as variáveis grupo etário, cor/raça e grupos de anos de estudo geraram resultados idênticos do efeito médio do tratamento no tratado (ATT). Este fato, somado à maior simplicidade operacional do método CEM, discutida na seção metodológica deste trabalho, fez com que ele fosse escolhido para as estimativas finais, nas quais foi incluída a variável relativa à convivência com cônjuge ou companheiro. Esta variável deveria ser incluída já que influencia diretamente a probabilidade de uma mulher ter filhos e sua distribuição era bastante distinta entre os grupos selecionados.

Os resultados mostraram evidências de ruptura da fecundidade devido à migração e de assimilação do comportamento reprodutivo das mulheres do local de destino por parte das imigrantes com maior tempo de residência em São Paulo. As probabilidades de ter tido filho nascido vivo nos 12 meses anteriores à data de referência do censo foram menores para as imigrantes interestaduais de data fixa nas comparações com todos demais grupos, inclusive em relação às mulheres do local de destino (naturais de São Paulo e não migrantes de data fixa), o que não era esperado, já que, mesmo que a fecundidade corrente das imigrantes sofresse um efeito negativo da migração, os diferenciais entre as mulheres de São Paulo e as nordestinas são grandes. Portanto, era esperado que a probabilidade de ter tido filho das imigrantes interestaduais fosse menor que aquela das mulheres do local de origem e maior que aquela das mulheres do local de destino. Em relação às mulheres do local de origem (naturais e não-migrantes do Nordeste), a diferença das imigrantes interestaduais de data fixa foi ainda maior, corroborando a hipótese de ruptura.

No caso das imigrantes nordestinas que viviam há mais de 5 anos em São Paulo e não migraram dentro do estado no período de data fixa (o que pode indicar que elas já possuíam certa estabilidade no local de destino) foi encontrada evidência de assimilação do comportamento reprodutivo: a diferença em relação às paulistas não-migrantes de data fixa foi praticamente nula, enquanto as diferenças em relação às não-migrantes no nordeste e às nordestinas migrantes intermunicipais de data fixa em São Paulo foram negativas, demonstrando que a fecundidade corrente das mulheres nordestinas, com maior tempo de residência e que se estabeleceram em São Paulo, foi inferior àquela das mulheres nos locais de origem e àquela das nordestinas que passaram por outra etapa migratória no estado no período de data fixa.

As comparações das mulheres nordestinas que migraram dentro do estado de São Paulo na data fixa com as não-migrantes paulistas e as não-migrantes nordestinas também indicaram existência de ruptura da fecundidade devido à migração, já que a diferença na probabilidade de ter gerado um nascimento foi positiva, no primeiro caso, e negativa, no segundo, demonstrando que a fecundidade corrente das nordestinas que passaram por pelo menos duas etapas migratórias em São Paulo foi maior do que aquela das mulheres do local de destino e menor que a das mulheres no local de origem.

O fato da probabilidade de ter tido filho nascido vivo entre as nordestinas que migraram dentro de São Paulo na data fixa ter sido pouco maior (0,14 pontos percentuais) que a das paulistas não-migrantes, resultado oposto ao da comparação deste grupo com as imigrantes interestaduais nordestinas de data fixa em São Paulo, indica que os movimentos migratórios interestaduais e, portanto de maiores distâncias, têm efeito de ruptura maior se comparados aos movimentos de menor distância, relativos a mais de uma etapa migratória.

A comparação entre os métodos de pareamento utilizados neste trabalho demonstrou as vantagens do *Coarsened Exact Matching* em relação ao *Propensity Score Matching*. A simplicidade operacional do CEM, em especial o fato do método não exigir que a hipótese de equilíbrio seja satisfeita, foi fundamental para a obtenção dos resultados incluindo todas as variáveis necessárias. Ainda que algumas observações não tenham sido utilizadas nos

modelos com todas as variáveis, suas proporções foram muito pequenas no total de observações, o que não interferiu na qualidade dos resultados.

Os resultados desta tese deixam para uma agenda futura de pesquisas o desenvolvimento de métodos que possibilitem a inclusão de diferenciais de fecundidade entre migrantes e não-migrantes nas projeções populacionais, que são importantes especialmente nos contextos em que a migração é determinante na dinâmica demográfica. Além disso, o uso de métodos de pareamento, como proposto neste trabalho, possibilita a investigação dos efeitos da migração em outros contextos, com grupos de mulheres de locais de origem e destino diferentes dos que foram abordados. Uma investigação relevante, por exemplo, seria dos efeitos da migração de retorno sobre a fecundidade das retornadas, uma vez que esse tipo de movimento migratório tem sido bastante relevante no cenário nacional nos últimos anos, especialmente na população de emigrados da Região Nordeste.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALVES, J. E. D., CAVENAGHI, S. Informações sobre fecundidade a partir do Censo Demográfico: ponderações metodológicas e as influências do tipo de informante. In: CONGRESSO DA ASSOCIAÇÃO LATINO AMERICANA DE POPULAÇÃO, 6, 2014. Lima. **Anais**. Lima: ALAP, 2014.
- ANDERSSON, G. Childbearing after migration: Fertility patterns of foreign-born women in Sweden. **International Migration Review**. v.38, n.2, p.747-774, 2004.
- BECKER, G. S. **A Treatise on the Family**. Cambridge: Harvard University Press, 1981.
- BECKER, G. S., LEWIS, H. G. On the interaction between the quantity and quality of children. **Journal of Political Economy**. v.82, p.279-288, 1973.
- BECKER S.O., ICHINO, A. Estimation of average treatment effects based on propensity score. **Stata Journal**. v.2, n.4, p.358-377, 2002.
- BERQUO, E. S., CAVENAGHI, S. M. Tendências dos diferenciais educacionais e econômicos da fecundidade no Brasil entre 2000 e 2010. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 19, 2014. São Pedro/SP. **Anais**. São Pedro/SP: ABEP, 2014.
- _____. Notas sobre os diferenciais educacionais e econômicos da fecundidade no Brasil. **Revista Brasileira de Estudos de População**. v.31, n.2, p.471-482, Dec. 2014 (b).
- BLACKWELL, M. IACUS, S. KING, G. PORRO, G. CEM: Coarsened exact matching in Stata. **The Stata Journal**. v.9, n.4, p.524-546, 2009.
- BLANCHET, D. Regulating the age-structure of a population through migration. **Population – An English Selection**. v.44, n.1, p.23-37, 1989.

BRASS, W., COALE, A. J. Methods of Analysis and Estimation. In: BRASS, W., COALE, A. J., *et al.* **The Demography of Tropical Africa**. Princeton: Princeton University Press, 1973, part 1, chapter 3, p. 88-104.

BRITO, F. **As migrações internas no Brasil: um ensaio sobre os desafios teóricos recentes**. Belo Horizonte: CEDEPLAR/UFMG, 2009. (Texto para discussão, 366).

BRITO, F. Brasil, final de século: a transição para um novo padrão migratório? In: CARLEIAL, A. N. (Org.) **Transições migratórias**. Fortaleza: Iplance, 2002. 44p.

CAMARANO, A.A., ABRAMOVAY, R. **Êxodo rural, envelhecimento e masculinização no Brasil: Panorama dos últimos 50 anos**. Rio de Janeiro: IPEA, 1999, 23p. (Texto para discussão, 621).

CARVALHO, J.A.M. **Crescimento populacional e estrutura demográfica no Brasil**. Belo Horizonte: CEDEPLAR/UFMG, 2004, 18p. (Texto para discussão, 277).

_____. **Aplicabilidade da Técnica de Brass a Fecundidade Declinante ou a uma População Aberta**. Belo Horizonte: CEDEPLAR/UFMG, 1985, (mimeo).

CARVALHO, J. A. M., RIBEIRO, J. T. L., ARAÚJO, M. B., HORTA, C. J. G. Dados de migração de última etapa e data fixa do Censo Demográfico brasileiro de 1991: uma análise de consistência. **Revista Brasileira de Estudos de População**. v. 17, n. 1/2, p. 88-96, 2000.

CUNHA, Marina Silva; VASCONCELOS, Marcos Roberto. Fecundidade e participação no mercado de trabalho brasileiro. **Nova econ.**, v. 26, n.1, p.179-206, 2016.

DEHEJIA, R. H., WAHBA, S. Causal effects in nonexperimental studies: Reevaluating the evaluation of training programs. **Journal of the American Statistical**. v.94, n.448, p.1053–1062, 1999.

DURSTON, J. Comparative International Analysis of Rural Youth Policy in Developing Countries: Coping with Diversity and Change. In: **FAO. Expert Consultation on Extension Rural Youth Programmes and Sustainable Development.** Roma, 1996.

FARGUES P. (2011). International Migration and the Demographic Transition: a Two-Way Interaction. **International Migration Review.** v.45, n.3p.588–614, 2011.

FEHR, H., JOKISCH, S., KOTLIKOFF, L. The Role of Immigration in Dealing with the Developed World's Demographic Transition. NBER Working Papers 10512. **National Bureau of Economic Research.** 2004.

GANGL, M. Matching estimators for treatment effects. In: BEST, H., WOLF, C. (Orgs.) **The SAGE Handbook of Regression Analysis and Causal Inference.** Los Angeles: Sage, 2015.

GOLDSTEIN, S., GOLDSTEIN, A. The impact of migration on fertility: an 'Own Children' analysis for Thailand. **Population Studies.** v.35, n.2, p.265-284, 1981.

_____. **Migration and Fertility in Peninsular Malaysia: An Analysis Using Life History Data.** Santa Monica, CA: RAND Corporation, 1983.

GOMES, M. M. F., DIAS, T. S., VASCONCELOS, A. M. N. Fecundidade de Mulheres Migrantes e Não Migrantes no Distrito Federal: uma análise com base nas informações do Censo 2010. IN: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS: TRANSFORMAÇÕES NA POPULAÇÃO BRASILEIRA, COMPLEXIDADES, INCERTEZAS E PERSPECTIVAS, 18, 2012. Águas de Lindóia. **Anais.** Águas de Lindóia: ABEP, 2012.

HECKMAN, J., ICHIMURA, H., TODD, P. Matching as an econometric evaluation estimator: evidence from evaluating a job training program. **Review of Economic Studies.** v.64, n.4, 221, p.605-654, Oct. 1997.

HERVITZ H. M. Selectivity, adaptation, or disruption? A comparison of alternative hypotheses on the effects of migration on fertility: the case of Brazil. **International Migration Review.** v.19, n.2, p.293-317. Summer, 1985.

IACUS, S. M.; KING, G; PORRO, G. **Matching for causal inference without balance checking**.2009.

_____. Causal Inference without Balance Checking: Coarsened Exact Matching. **Political Analysis**, 2011.

IBGE.Tendências Demográficas: Uma análise da população com base nos resultados dos Censos Demográficos 1940 e 2000. In: **Estudos & Pesquisas: Informação geográfica e socioeconômica**. Rio de Janeiro: IBGE,2007.

IBGE. **Censo Demográfico de 1991: Documentação dos microdados da amostra**. Rio de Janeiro, Jun., 1996.

IBGE. **Censo Demográfico 2000:Famílias e Domicílios: Resultados da Amostra**. Rio de Janeiro, 2016. 200p.

IUTAKA, S., E., W. Bock, and W. G. Varnes. 1971. Factors Affecting Fertility of Natives and Migrants in Urban Brazil. **Population Studies**.v.25, n.1,p.55–62, 1971.

JAIN, A. K. The effect of female education on fertility: A Simple Explanation.**Demography**.v.18, p.577–95, 1981.

KING, G., NIELSEN, R.**Why propensity scores should not be used for matching**, 2016.

KULU, H. **Migration and Fertility: Competing Hypotheses Re-examined**. Rostock, Alemanha:Max Planck Institute for Demographic Research, 2003. (MPIDR WORKING PAPER, WP 2003-035)

LECHNER, M. **A note on the common support problem in applied evaluation studies**. University of St. Gallen: Department of Economics, 2001. (Discussion Paper 2001–02)

LESTHAEGHE, R. Europe's Demographic Issues: Fertility, Household Formation andReplacement Migration. In: **BSPS / Netherlands Demographic Association Annual Conference**.Utrecht: mimeo. 2008. 27p.

MARTINE, G., CAMARGO, L. Crescimento e distribuição da população brasileira: tendências recentes. **Revista Brasileira de Estudos de População**. v.1, n.1, 1984.

MARTINE, G. As migrações de origem rural no Brasil: uma perspectiva histórica. In: **História e População – Estudos sobre a América Latina**. São Paulo: ABEP/IUSSP/CELADE, 1990.

_____. Migrações internas no Brasil: tendências e perspectivas. São Paulo: IPLAN, 1989 (Texto para Discussão, 17).

MELLO, E. L., ALVES, J. E. D. A fecundidade no Município do Rio de Janeiro entre 1991 e 2000: Favela versus cidade. **Planejamento e Políticas Públicas**. v.32, p.57-93, 2009.

MENDRAS, H. **Sociedades Camponesas**. Rio de Janeiro: ZaharEditores, 1978.

MIRANDA-RIBEIRO, A. de; ORTEGA, JA; RIOS-NETO, ELG. Efeito tempo, quantum e efeito parturição na transição da fecundidade no Brasil: aplicação do modelo de Köhler & Ortega. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 18, 2006. Caxambú/MG. Anais. Caxambú/MG: ABEP, 2006.

RAILSBACK, S. F., GRIMM, V. **Agent-based and individual-based modeling: a practical introduction**. Princeton: Princeton university press, 2012.

RIGOTTI, J. I. R. . A (re)distribuição espacial da população brasileira e possíveis impactos sobre a metropolização. In: ENCONTRO ANUAL DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DE PÓS-GRADUAÇÃO E PESQUISA EM CIÊNCIAS SOCIAIS, 32, 2008, Caxambu. **Anais**. Caxambu: ANPOCS, 2008. p. 2-26.

RIGOTTI, J. I. R. ; VASCONCELLOS, I. R. P. Uma análise espacial exploratória dos fluxos populacionais brasileiros nos períodos 1986-1991 e 1995-2000. In: ENCONTRO NACIONAL SOBRE MIGRAÇÕES, 4, 2005. Rio de Janeiro. **Anais**. Rio de Janeiro: ABEP, 2005. p. 1-20.

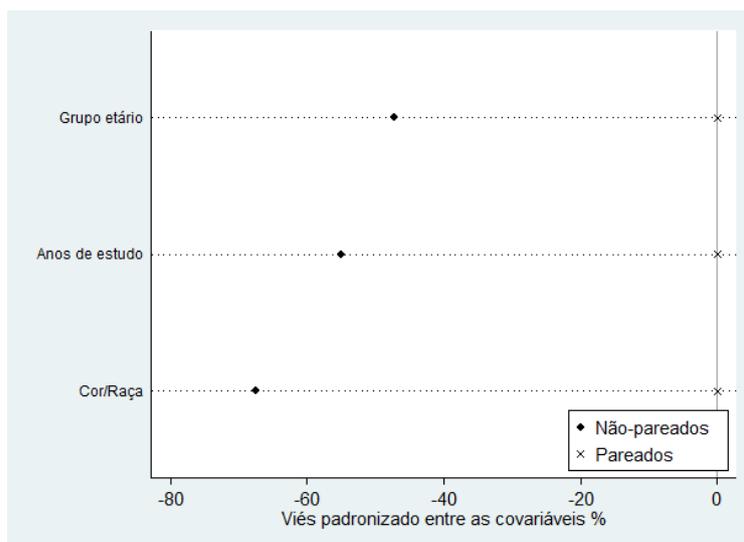
- RODRIGUEZ, J., DAYLIN, C., *et al.* Efectos de la migración sobre el crecimiento poblacional a largo plazo de las provincias cubanas. **Revista Brasileira de Estudos Populacionais**. v.30, n.2, p.429-444, Dez. 2013.
- HECKMAN, J., ICHIMURA, H., TODD, P. Matching as an econometric evaluation estimator: evidence from evaluating a job training program. **Review of Economic Studies**. v.64, n.4, 221, p.605-654, Oct. 1997.
- ROSEN, C.B., SIMONS, A. B. Industrialization, family and fertility: a structural-psychological analysis of the Brazilian case. **Latin American Studies Program**. Reprint Series n.37, 1971.
- ROSENBAUM, P. R., RUBIN, D. B. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. **Biometrika**. v.70, n.1, p.41-55, 1983.
- RUBIN, D. B. Matching to remove bias in observational studies. **Biometrics**. v.29, n.1, p.159–183, 1973.
- MUSSINO, E., STROZZA, S. The fertility of immigrants after arrival: The Italian case. **Demographic Research**.v.26, n.4, p.99-130. Fev. 2012.
- SIGNORINI, B.A. **Minas Gerais:diferenciais de fecundidade de imigrantes e não-migrantes nos quinquênios 1986-1991 e 1995-2000**.114f. Dissertação (Mestrado em Demografia) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2012.
- SIMÕES, C. C. S. **A transição da fecundidade no Brasil: análise de seus determinantes e as novas questões demográficas**. São Paulo: Arbeit Factory Editora e Comunicação, 2016.
- STUART, E. A. Matching methods for causal inference: A review and a look forward. **Statistical Science**. v.25, n.1, p.1–21, 2010.
- UNITED NATIONS. Replacement Migration: Is it a Solution to Declining and AgeingPopulations? New York: United Nations, 2000.

WHITE, K., POTTER, J. E. The impact of outmigration of men on fertility and marriage in the migrant-sending states of Mexico, 1995–2000. **Population Studies: A Journal of Demography**.v.67, n.1, p.83-95, 2013

WOOD, C. H., CARVALHO, J. A. M. Categorias do censo e classificação subjetiva de cor no Brasil. **Revista Brasileira de Estudos Populacionais**. v.11, n.1, p.3-17, 1994.

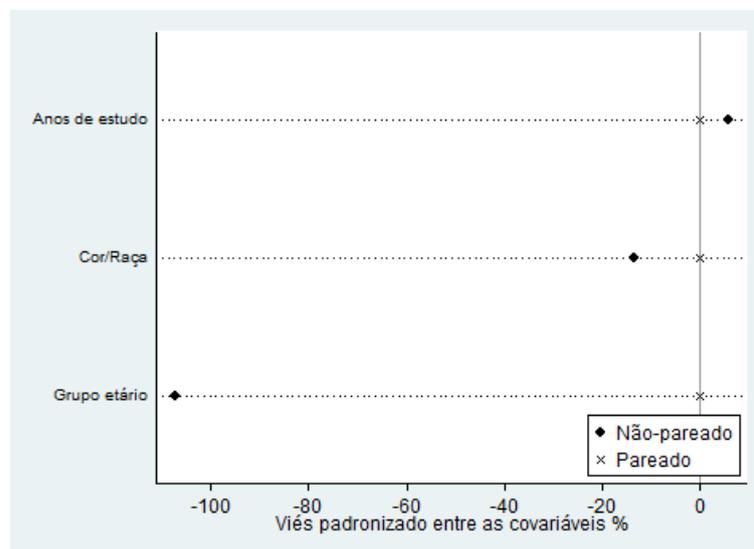
ANEXO 1: GRÁFICOS 15 A 23 – VIÉSES PADRONIZADOS ENTRE AS COVARIÁVEIS NO PAREAMENTO POR ESCORES DE PROPENSAÇÃO PSM

GRÁFICO A 1: Viés padronizado entre as covariáveis (%) – Comparação entre os grupos 1 e 2



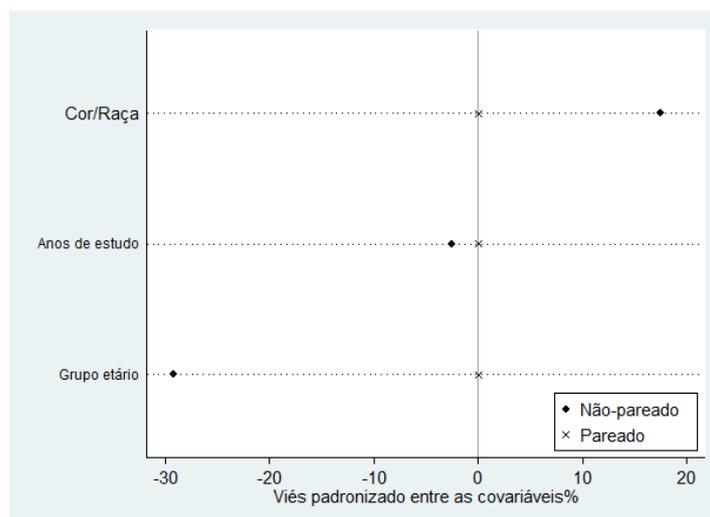
Fonte: Elaboração da autora.

GRÁFICO A 2: Viés padronizado entre as covariáveis (%) – Comparação entre os grupos 1 e 3



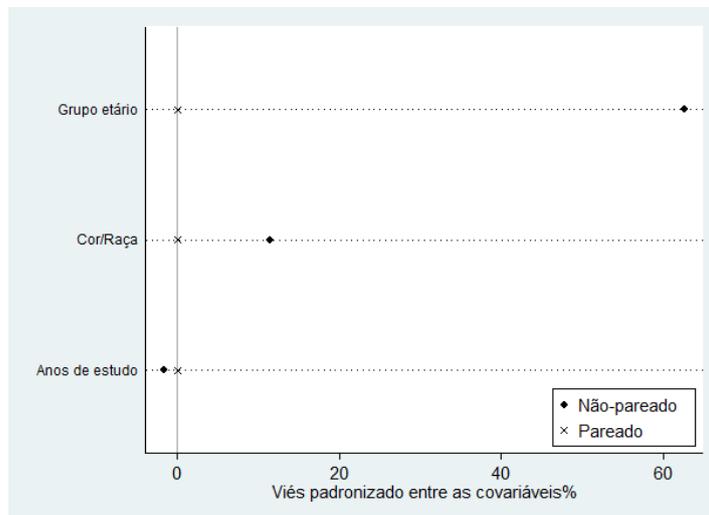
Fonte: Elaboração da autora.

GRÁFICO A 3: Viés padronizado entre as covariáveis (%) – Comparação entre os grupos 1 e 4



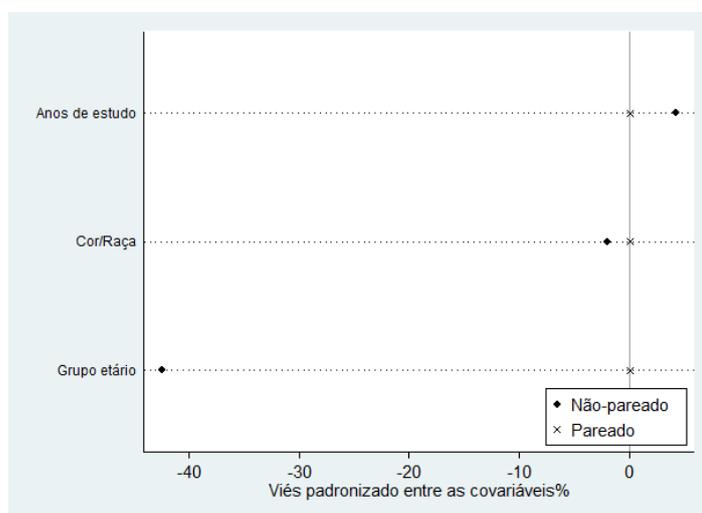
Fonte: Elaboração da autora.

GRÁFICO A 4: Viés padronizado entre as covariáveis (%) – Comparação entre os grupos 5 e 1



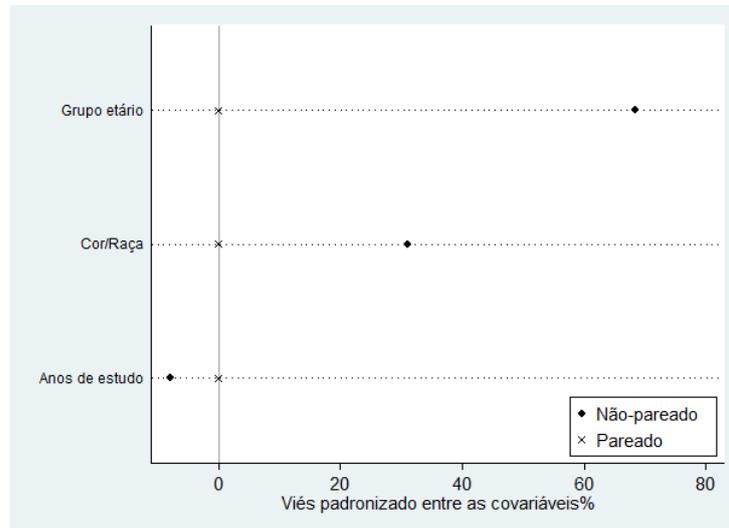
Fonte: Elaboração da autora.

GRÁFICO A 5: Viés padronizado entre as covariáveis (%) – Comparação entre os grupos 5 e 3



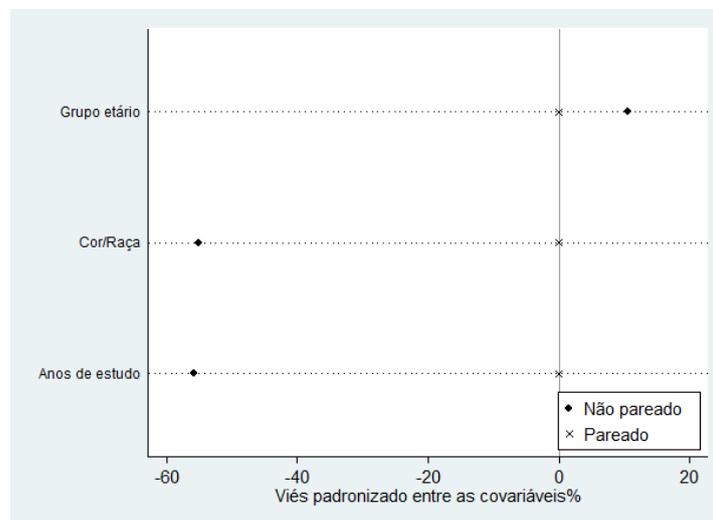
Fonte: Elaboração da autora.

GRÁFICO A 6: Viés padronizado entre as covariáveis (%) – Comparação entre os grupos 3 e 4



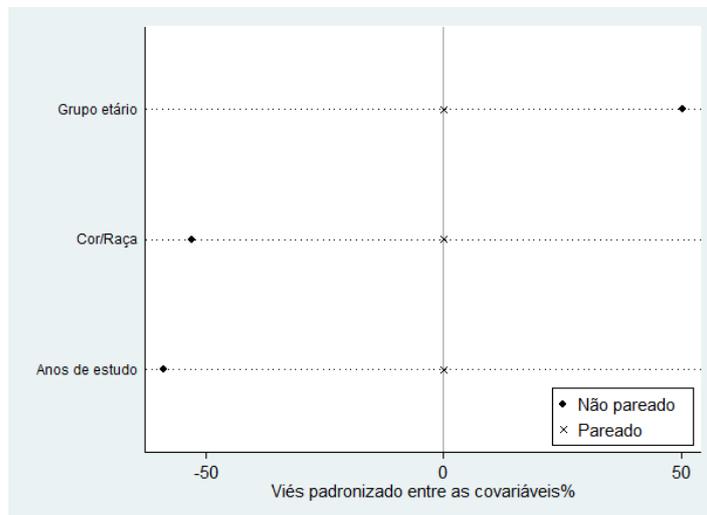
Fonte: Elaboração da autora.

GRÁFICO A 7: Viés padronizado entre as covariáveis (%) – Comparação entre os grupos 5 e 2



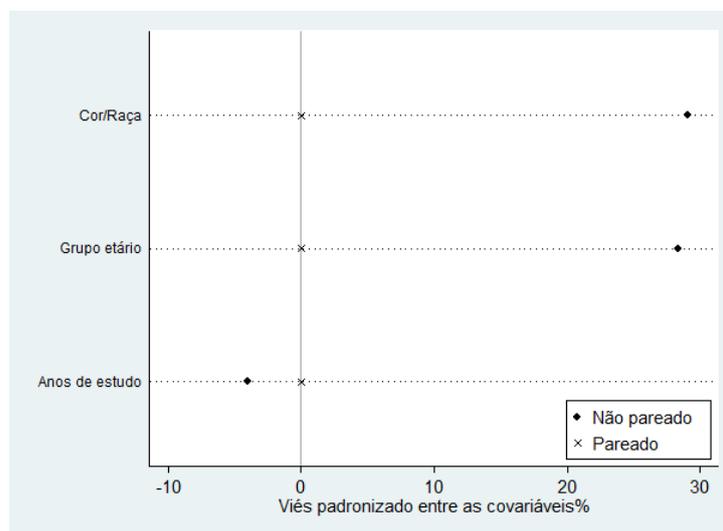
Fonte: Elaboração da autora.

GRÁFICO A 8: Viés padronizado entre as covariáveis (%) – Comparação entre os grupos 3 e 2



Fonte: Elaboração da autora.

GRÁFICO A 9: Viés padronizado entre as covariáveis (%) – Comparação entre os grupos 5 e 4



Fonte: Elaboração da autora.