

Laetícia Rodrigues de Souza

**O efeito dos filhos sobre a participação
feminina no mercado de trabalho
brasileiro: explorando diversas fontes de
variação exógena na fecundidade**

Belo Horizonte, MG
UFMG/Cedeplar
2009

Laetícia Rodrigues de Souza

**O efeito dos filhos sobre a participação feminina
no mercado de trabalho brasileiro: explorando
diversas fontes de variação exógena na
fecundidade**

Tese 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. Dr. Eduardo Luiz Gonçalves Rios-Neto
Co-orientador: Prof. Dr. Bernardo Lanza Queiroz

Belo Horizonte, MG
Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional
Faculdade de Ciências Econômicas - UFMG
2009

Folha de Aprovação

Estou aprendendo o tempo todo.

A lápide será meu diploma.

Eartha Kitt.

Ao começo de tudo: meus pais.

À paciência em forma de gente: Seu Lucas.

Aos inexplicáveis: Coló e Johnny.

AGRADECIMENTOS

Em primeiro lugar, agradeço aos meus pais pelo incentivo, pela compreensão e pelos conselhos profissionais. Pelo suporte de uma vida inteira. Nos bons momentos e nos tempos difíceis, que não têm sido raros... Eles me tornaram uma pessoa mais forte. A eles, que estiveram comigo desde sempre, dedico os resultados desse trabalho. Ao meu irmão Marconinho, sou grata pela amizade e carinho.

À minha querida família Souza de Diamantina. Pelo que eu me lembre, nos últimos 5 anos, acho que só fui lá nos congressos de Diamantina... entre uma sessão e outra, ia visitá-los e sempre fui muito carinhosamente recebida, mas sempre, claro, com uns 'puxões de orelha' pelo sumiço. Estou morrendo de saudades de vocês.

Agradeço infinitamente ao 'Seu Lucas'. Um super companheiro e grande amigo que suportou minha ausência, me apoiando com uma compreensão sem limites. Sua inteligência me surpreende a cada dia e sua sensibilidade, simplesmente, me encanta. Também não poderia deixar de agradecer à família do Lucas, minha segunda casa, onde sempre me senti acolhida e onde sempre tive a tranquilidade necessária para, enfim, terminar essa tese.

...

Hoje, 23 de dezembro de 2008, véspera da véspera de natal, entre tantas ansiedades, me peguei pensando em todos esses meus anos de Cedeplar e nas muitas pessoas que marcaram minha estrada até aqui... já se foram quase 5 longos, gigantescos e exaustivos anos! E antes que o desespero da iminência da defesa me faça esquecer grandes nomes, começo desde já a tecer meus mais sinceros agradecimentos.

Embora eu ainda não me sinta aliviada, por estar na eterna fase do 'quase terminando', minha ânsia de chegar ao fim, contraditoriamente me transporta ao início da minha vida cedeplariana.

Ao final de 2002, em uma conversa um tanto informal, na cantina da Faculdade de Ciências Econômicas da Pontifícia Universidade Católica de Minas Gerais (PUC-MG), onde me formei economista, ouvi pela primeira vez o nome do Cedeplar. Cláudia Berenstein, minha então companheira de graduação (que mais tarde se tornou minha mais excêntrica amiga), falava de uma disciplina optativa que cursava de nome 'Introdução à Demografia', ministrada pelo professor Duval Magalhães Fernandes. Por meio desse curso, ela soube do Mestrado em Demografia oferecido pelo Cedeplar e, já no ano seguinte, Claudinha super-super fazia parte da Coorte cedeplariana de 2003. Nesse mesmo ano, cursei a disciplina do professor Duval: minha inspiração para seguir a demografia como caminho.

Assim, agradeço inicialmente à minha amiga Claudinha, por ser o pontapé inicial nessa minha ainda tão breve vida demográfica, e ao Professor Duval que, antes (da minha inserção definitiva na demografia), entre aulas e conversas de corredores e, agora (como inserida na demografia), entre encontros casuais e congressos, me entusiasmou e ainda me entusiasma com suas palavras.

Ao ingressar no mestrado em demografia do Cedeplar em 2004, passei a ter contato com pessoas maravilhosas e um universo de conhecimento que, embora ainda desconhecido, me instigava muitíssimo. Nós, da coorte 2004, sempre fomos muito dedicados aos estudos e unidos. Comportamento esse que rendeu a muitos de nós, ao findar o nosso primeiro ano de mestrado, um convite de promoção ao doutorado. Convite que, depois de escutar opiniões diversas e de algumas noites mal dormidas, aceitei.

Mais tarde, essas noites mal dormidas se transformaram em noites, definitivamente, não dormidas... de repente, me vi definindo um projeto de TESE, sem, no entanto, ter tido uma experiência de dissertação. Sofri bastante nesse processo... já que além de ser aluna do Cedeplar, sou também filha, irmã, namorada e tenho meus milhares de conflitos. Tem sido um aprendizado e tanto. E, nesse sentido, tenho muito a agradecer ao Cedeplar; não apenas pela descoberta da demografia, como também pelas pessoas que conheci e pelas amizades que fiz.

Os inúmeros conflitos pelos quais passei, permitiram que eu me conhecesse melhor e aprendi a lidar com situações que jamais pensei que conseguiria. Mas, é claro que, para tal evolução, precisei da ajuda de algumas pessoas às quais demonstro minha imensa gratidão a partir desse momento.

Toda a coorte 2004 tem um espaço especialmente guardado no meu coração: Clarissa, Geovane, Bebel, Julito, Denise, Elis, Cíntia, Gilberto, Mário, Edwan, Marisol, Rofília e Juliana. Muitos deles escutaram ‘meu drama’ ao longo do curso. Minhas inseguranças e meus problemas pessoais (que hoje vejo com muito mais naturalidade) se tornavam verdadeiras tempestades em copos d’água.

Devo um agradecimento especial ao Júlio, que além de ser um excelente estatístico, é um ótimo companheiro para ‘assuntos aleatórios’. Ele me ajudou demais, principalmente ao final do processo de desenvolvimento da tese, seja me dando força ou esclarecendo dúvidas metodológicas diversas.

Também à Denise, agradeço especialmente pela companhia na nossa sala de alunas, pelas conversas divertidas e pelos desabafos.

Além de meus colegas de coorte, outras pessoas foram vítimas da minha sofrida e inútil ‘pré-ocupação’ e também merecem ser aqui lembradas. Ainda no âmbito do Cedeplar, devo mencionar, de maneira especial, a Prof.^a Carla Machado (Tia Carla, sempre atenciosa e preocupada comigo), o Prof. Roberto Nascimento (com quem sempre mantive contato e que me ofereceu a oportunidade de realizar uma pesquisa de campo no Vale do Jequitinhonha... experiência, para mim, inesquecível; agradeço mais ainda especialmente ao Roberto não apenas por ter assistido à minha defesa, como principalmente, por ter tranquilizado meu pai naquela ocasião, dizendo que no final sempre dá certo!), o Prof. José Alberto (que já me atendeu em sua sala, mais conhecida, àquela época, como confessionário) e a Prof.^a Laura Wong, que sempre me recebeu bem em sua sala e foi muito eficiente na solução de alguns impasses pelos quais passei.

Aos demais professores da demografia, agradeço pelo conhecimento compartilhado.

Logo nos primeiros dias de curso, me identifiquei muito com a Clarissa. Parecia que nos conhecíamos há anos. Hoje, me sinto como parte da sua família. Sempre fui muito bem recebida em pequenas reuniões, jantares, lanchinhos, etc... Dodora, Clarissa e Titina, podem sempre contar comigo! À Clarissa agradeço ainda, pelas primeiras noções de Stata... e, se hoje 'me viro bem' na linguagem dos pacotes estatísticos, ela foi o começo de tudo.

Entre os funcionários do Cedeplar, agradeço especialmente à Mirtes, funcionária da biblioteca, sempre bem-humorada e disposta a ajudar os alunos mais perdidos; ao Maurício, quem tirava minhas dúvidas (que não foram poucas) relacionadas às bases de dados e ao uso dos pacotes estatísticos com tamanha presteza e eficiência; aos demais funcionários do setor de informática; à Adriana, funcionária do Xerox, extremamente eficaz; ao pessoal da Secretaria do Cedeplar que, dentro das suas possibilidades, buscavam solucionar meus problemas; e à Lucília, ex-secretária do Prof. Eduardo Rios Neto, de quem me tornei amiga, simplesmente.

Sou muito grata também ao Prof. Eduardo Rios Neto. Na realidade, embora ele, obviamente, não se lembre, antes de tentar a seleção para o mestrado em demografia do Cedeplar, assisti a uma de suas aulas da disciplina 'Análises Históricas da População'. Sua aula, como sempre instigante, foi mais um incentivo para continuar meus estudos demográficos. A ele também agradeço pela preciosa oportunidade de participar da pesquisa de Avaliação de Impacto do Programa Bolsa Família (AIBF), onde evoluí significativamente como pesquisadora. Por último, sou extremamente grata ao Prof. Eduardo, não apenas por ter sido meu orientador nessa tese, como pela sugestão do tema desse estudo. Sua genialidade e perspicácia são, de fato, surpreendentes. Embora tenhamos tido poucas reuniões presenciais (como de praxe), sua disponibilidade virtual não tem limites. Trocamos diversos e-mails durante a orientação e, assim como pessoalmente, nossos contatos virtuais sempre foram demasiadamente produtivos e estimulantes.

Não poderia deixar de agradecer também pela co-orientação do Prof. Bernardo Lanza Queiroz. Suas intervenções e sugestões foram essenciais para a fluência desse processo. A ele sou grata por todos os momentos, tanto os de paciência quanto os de impaciência; estou certa de que todos me serviram de aprendizado. Todas as versões do projeto e, posteriormente, da tese, ele me devolvia, repleta de comentários em caneta vermelha. E, embora me desanimasse um pouco (e, às vezes, confesso que eu até me desesperava), depois de acatadas suas sugestões, era nítida a evolução do meu texto. E, como não poderia deixar de ser, devo também pedir desculpas pelos dias de choro incontável e agradecer pelos lenços que nunca me faltaram nesses momentos! Aliás, nessas horas, o Bernardo funcionava perfeitamente como o legítimo ‘Lexotan Científico’ (definição dada pelo Eduardo à ocasião da minha defesa de tese).

Por meio da pesquisa AIBF, conheci algumas pessoas, entre as quais destaco o Almada, o Rafael Perez Ribas, a Prof.^a Ana Maria Hermeto, a Prof.^a Mônica Viegas e, mais tarde, a Flávia Chein. O Rafael, o Almada e eu tínhamos uma convivência diária e, mesmo em meio à correria para a entrega dos produtos da pesquisa, também nos divertíamos entre uma pausa e outra. A eles, agradeço pelos momentos de concentração e de descontração que passamos juntos. Além disso, com o Rafael, aprendi muito, principalmente, sobre programação em Stata e, se eu consegui realizar todos os exercícios empíricos que me propus a fazer nessa tese sem grandes dificuldades, devo muito a ele. À Prof.^a Mônica Viegas, agradeço pelo tempo que trabalhamos juntas; foi um intenso aprendizado. Admiro-me com a objetividade e praticidade com que a Prof.^a Ana Maria Hermeto trabalha e, apesar de ainda não ser, nem de longe, tão prática e objetiva, tenho-a como exemplo. A Flávia foi mais um super ‘help stata’ que conheci nessa minha estrada cedeplariana... a ela tenho muito a agradecer e pelos inúmeros e-mails esclarecendo dúvidas não só em relação à programação em Stata, mas também em relação a algumas dúvidas metodológicas que surgiram inoportunamente.

Aproveito também para agradecer às ‘referências bibliográficas’ que me guiaram no desenvolvimento dessa tese. Espero ter contribuído, assim como eles, para um melhor conhecimento acerca da decisão de oferta de trabalho das mulheres.

À Prof.^a Elaine Toldo Pazello, ao Prof. André Junqueira Caetano e à Prof.^a Cristine Campos de Xavier Pinto, membros da minha banca de qualificação, muito obrigada, primeiramente, por terem aceitado o convite, em uma época tão difícil para se constituir uma banca e, depois, pela criteriosa leitura e valiosos comentários. Em especial, agradeço à Prof.^a Elaine por se constituir também uma importante referência bibliográfica, ao Prof. André pela presteza no envio de artigos enriquecedores e necessários e à Prof.^a Cristine pela disponibilidade em atender minhas consultas metodológicas.

Às meninas de quem me aproximei, sobretudo nos momentos finais dessa tese; entre elas, agradeço especialmente à Luísa Pimenta, Luana, Pamila, Flávia, Lucianas (Luz e Lima) e, ainda mais recentemente, à Daylin, Mariana Oeyen, Marcela Cuervo e Raquel Viana pelos encontros nos corredores, pelas palavras de conforto e força e, de forma ainda mais especial, à Luciana Lima pelas tantas referências bibliográficas por ela sugeridas e que me foram extremamente úteis. À Andréa Simão, pela calma e paciência em me mostrar que nem tudo está perdido, pelo mega empurrão para que a apresentação utilizada na defesa, de fato, saísse e, por me dizer algo tão simples e essencial: 'believe in yourself'.

À Fapemig e ao CNPq, pelo suporte financeiro.

Saindo do domínio acadêmico, tenho muito a agradecer à Mônica, minha professora de inglês; principalmente, por sua compreensão a cada aula cancelada e a cada dever de casa incompleto ou mesmo não feito.

Por falar em inglês, lembro-me com saudades da Maria, minha antiga professora da língua. Mais que professora, ela era minha pseudo-terapeuta e ainda tinha como *hobby*, a astrologia. Em uma de nossas aulas, sempre divertidas, ela fez o meu mapa astral e, concluiu que eu era '*Triple Pisces*' (com o sol, a lua e o ascendente em peixes). Sabe o que isso significava, astrologicamente falando? Que a situação era grave... que todo aquele meu 'chororô' tinha fundamento até na astrologia: se uma pessoa de peixes é, em geral, demasiadamente sensível e emotiva, o que seria de uma pessoa '*Triple Pisces*'?... Maria, *God bless you!*
Thanks a lot!

Deixando os astros de lado, pensei que, para aliviar todo aquele estresse, já que ‘uma tese, é uma tese, é uma tese, é uma tese’, eu precisava fazer algo que me relaxasse... algo do tipo: aulas de dança, sair mais com os amigos, atividades físicas, etc. Foi quando eu me matriculei em uma academia, na modalidade musculação. Não poderia ter feito nada melhor. Além de descontar meu cansaço mental nos aparelhos, o ambiente era muito agradável. Conheci o Rodrigo, o Alexandre e a Adriana, instrutores de primeiríssima qualidade. Pessoas que não fazem idéia do quanto me ajudaram. Ainda hoje considero a Adriana como minha *personal trainer*. Foi ela que me iniciou na prática de corridas, meus momentos mais relaxantes. A eles, meu ‘muitíssimo obrigada’!

Sou extremamente grata também à Venina, psicóloga a quem consulto há cerca de 2 anos. Com ela, comecei a enxergar que os MEUS problemas (mas, não os dos outros) estão aí para serem enfrentados. Hoje, vejo também que a dimensão deles depende da ótica de quem os vê; porém confesso que tenho sofrido um bocado para mudar minha postura diante de algumas situações. Tenho consciência de que esse é um longo processo, talvez sem fim, mas já me sinto bem melhor só pelo fato de tê-lo começado.

Lembro-me agora, de um dia em que estava desesperada com os vários problemas que surgiam, um atrás do outro, nos meus bancos de dados... naquele dia, eu já não sabia mais o que fazer e fui conversar com o Bernardo. Provavelmente, ele nem se lembra, mas o seu conselho foi: “sai, passeia, vai dar uma volta!!!”. Pena que eu não escutei uma recomendação tão valiosa e, hoje, pra mim, tão óbvia...

Mas, antes tarde do que nunca: demorei, mas aprendi, definitivamente, que ter momentos de relaxamento não é perda de tempo e que, muito pelo contrário, esses ‘pequenos enormes recessos’ são imprescindíveis para que tenhamos fôlego para continuar... E, nesse sentido, tenho muito a agradecer a diversos músicos como Adriana Calcanhoto, Enya, Céu, Jorge Drexler, James Taylor... e a outras pessoas que foram extremamente importantes nessa minha busca por

equilíbrio: à Ailla (professora de Yoga), ao Carioca e ao Alexandre (professores de dança).

Por falar em momentos de descontração e relaxamento, agradeço também à Coló e ao Johnny, por sua amizade incondicional e por me mostrarem um mundo, absoluta e inexplicavelmente, sem horas.

Também agradeço à Déa, pelas palavras animadoras, pelos xingos, pelos conselhos, pelos jantares... por sua amizade, enfim. Obrigada também por compreender a minha ausência, entre e-mails não respondidos, telefonemas não atendidos e encontros desmarcados.

Ao Lucas Max e ao Estevam, amigos de longa data, pelos encontros, conversas, telefonemas e, acima de tudo, por entenderem a minha ausência. À Fernanda (e aqui incluo minhas saudades da Martinha e do Toninho) e Janaína, por essa amizade que perdura há tanto tempo.

Sou muito grata ao Alexandre Queiroz Guimarães, meu orientador de monografia, uma pessoa especial, amiga e com quem tenho contado todos esses anos.

A essa vida maluca, que nos proporciona as situações mais inesperadas e desafiadoras, como se estivesse sempre nos colocando à prova. A essa força maior, energia inexplicável que nos mantém em constante movimento. Felizmente, *la vida no pára, no espera, no avisa* e, por isso mesmo, *things are always happening*.

Nesse sentido, essa tese representa não o fim, mas a transição para o início de uma nova fase.

E é assim que termino meus agradecimentos. Levo comigo a certeza de que tudo valeu a pena e uma ânsia de viver as incertezas que ainda estão, e sempre estarão por vir.

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	1
2 UM PANORAMA DA EVOLUÇÃO DAS TAXAS DE ATIVIDADE FEMININAS	7
2.1 O aumento da presença feminina no mercado de trabalho.....	7
2.1.1 Características gerais da evolução da PEA feminina brasileira desde os anos de 1980.....	8
3 A RELAÇÃO ENTRE MATERNIDADE E PARTICIPAÇÃO FEMININA NO MERCADO DE TRABALHO	20
3.1 Tendências históricas e justificativas teóricas	20
3.2 A ‘nova velha’ divisão sexual do trabalho.....	22
3.3 Antecedentes teóricos da relação entre maternidade e trabalho	27
3.3.1 A teoria neoclássica da demanda por filhos	27
3.3.2 A teoria neoclássica de oferta de trabalho	30
3.4 A direção de causalidade	31
3.5 O efeito de filhos sobre a oferta de trabalho feminina: como estimar e breve revisão empírica	33
3.5.1 Como lidar com o problema da endogeneidade.....	33
3.5.2 Revisão metodológica empírica: estudos que utilizaram experimentos naturais na mensuração do efeito de filhos sobre a participação das mães no mercado de trabalho	37
4 A ESTIMAÇÃO DO EFEITO DA MATERNIDADE SOBRE A PARTICIPAÇÃO FEMININA NO MERCADO DE TRABALHO: COMPARANDO MULHERES COM 1 FILHO A MULHERES SEM FILHOS	44
4.1 O experimento: a ocorrência de natimortos.....	44

4.2 Fontes dos dados.....	47
4.2.1 Restrições amostrais.....	48
4.2.2 Análise descritiva	51
4.3 Estratégia de estimação.....	61
4.4 Resultados e discussão.....	68
5 A ESTIMAÇÃO DO EFEITO DA MATERNIDADE SOBRE A PARTICIPAÇÃO FEMININA NO MERCADO DE TRABALHO: COMPARANDO MULHERES COM 1 FILHO A MULHERES COM 2 FILHOS.....	75
5.1 O experimento: o nascimento de gêmeos.....	75
5.2 Fontes dos dados.....	79
5.2.1 Restrições amostrais.....	80
5.2.2 Análise descritiva	83
5.3 Estratégia de estimação.....	92
5.4 Resultados e discussão.....	95
6 A ESTIMAÇÃO DO EFEITO DA MATERNIDADE SOBRE A PARTICIPAÇÃO FEMININA NO MERCADO DE TRABALHO: COMPARANDO MULHERES COM 2 FILHOS A MULHERES COM 3 OU MAIS FILHOS	106
6.1 O experimento: a preferência dos pais por filhos de ambos os sexos	106
6.2 Fontes dos dados.....	111
6.2.1 Restrições amostrais.....	112
6.2.2 Análise descritiva	115
6.3 Estratégia de estimação.....	134
6.4 Resultados e discussão.....	144
7 UM TESTE DE ROBUSTEZ: A ESTIMAÇÃO DOS EFEITOS DO PRIMEIRO, SEGUNDO E TERCEIRO FILHO EM DIANTE SOBRE A PARTICIPAÇÃO FEMININA NO MERCADO DE TRABALHO	

UTILIZANDO O MESMO MÉTODO E A MESMA BASE EM TODAS AS TRANSIÇÕES DE MATERNIDADE.....	153
7.1 Os experimentos: ocorrência de natimorto, aborto ou óbito de algum filho antes de 7 dias, 28 dias e 365 dias de vida	155
7.2 Fontes dos dados	158
7.2.1 Restrições amostrais	158
7.2.2 Análise descritiva	162
7.3 Estratégia de estimação	168
7.4 Resultados e discussão: o efeito do primeiro, segundo e terceiro filhos sobre a participação das mães no mercado de trabalho.....	170
8 CONSIDERAÇÕES FINAIS	177
9 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	186
10 ANEXOS	199
ANEXO 1 Natimortos: A estimação e qualidade dos escores de propensão ao grupo de tratamento	199
ANEXO 2 Gêmeos: A estimação e qualidade dos escores de propensão ao grupo de tratamento	213
ANEXO 3.....	231

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

GRÁFICO 2.1	10
TAXAS DE ATIVIDADE FEMININA ESPECÍFICAS POR IDADE (%) - BRASIL - 1982 A 2007	10
GRÁFICO 2.2	11
TAXAS DE ATIVIDADE FEMININA ESPECÍFICAS POR COORTE (%) - BRASIL - 1982 A 2007	11
GRÁFICO 2.3	12
TAXAS DE ATIVIDADE FEMININA ESPECÍFICAS POR GRUPOS DE ESCOLARIDADE (%) – MULHERES DE 15 A 64 ANOS – BRASIL – 1982 A 2007	12
GRÁFICO 2.4	13
TAXAS DE ATIVIDADE FEMININA ESPECÍFICAS POR RAÇA/COR (%) – MULHERES DE 15 A 64 ANOS – BRASIL – 1982 A 2007	13
GRÁFICO 2.5	14
TAXAS DE ATIVIDADE FEMININA SEGUNDO O LOCAL DE RESIDÊNCIA (%) – MULHERES DE 15 A 64 ANOS – BRASIL – 1982 A 2007	14
GRÁFICO 2.6	15
TAXAS DE ATIVIDADE FEMININA ESPECÍFICAS POR STATUS MARITAL (%) – MULHERES CHEFES OU CÔNJUGES DE 15 A 64 ANOS – BRASIL – 1982 A 2007	15
GRÁFICO 2.7	17
TAXAS DE ATIVIDADE FEMININA ESPECÍFICAS POR PARTURIÇÃO (%) – MULHERES CHEFES OU CÔNJUGES DE 15 A 64 ANOS – BRASIL – 1982 A 2007	17
GRÁFICO 2.8	18

TAXAS DE ATIVIDADE FEMININA SEGUNDO A PRESENÇA DE FILHOS EM IDADES ESPECÍFICAS (%) – MULHERES CHEFES OU CÔNJUGES DE 30 A 45 ANOS – BRASIL – 1982 A 2007	18
GRÁFICO 3.1	26
PARTURIÇÃO MÉDIA E TAXAS DE ATIVIDADE – MULHERES CHEFES OU CÔNJUGES DE 15 A 64 ANOS – BRASIL – 1982 A 2007	26
TABELA 4.1	50
CONSTRUÇÃO DOS BANCOS DE DADOS – TAMANHO DAS AMOSTRAS DE INTERESSE - BRASIL – DÉCADAS DE 1990 E 2000	50
TABELA 4.2	52
DISTRIBUIÇÃO (%) E MÉDIA DE CARACTERÍSTICAS SOCIODEMOGRÁFICAS SELECIONADAS - MULHERES DE 15 A 49 ANOS - BRASIL - DÉCADA DE 1990	52
TABELA 4.3	54
DISTRIBUIÇÃO (%) DE CARACTERÍSTICAS GEOGRÁFICAS E DOMICILIARES SELECIONADAS - MULHERES DE 15 A 49 ANOS - BRASIL - DÉCADA DE 1990	54
TABELA 4.4	56
DISTRIBUIÇÃO (%) E MÉDIA DE CARACTERÍSTICAS OCUPACIONAIS SELECIONADAS - MULHERES DE 15 A 49 ANOS - BRASIL - DÉCADA DE 1990	56
TABELA 4.5	58
DISTRIBUIÇÃO (%) E MÉDIA DE CARACTERÍSTICAS SOCIODEMOGRÁFICAS SELECIONADAS - MULHERES DE 15 A 49 ANOS - BRASIL - DÉCADA DE 2000	58
TABELA 4.6	59
DISTRIBUIÇÃO (%) DE CARACTERÍSTICAS GEOGRÁFICAS E DOMICILIARES SELECIONADAS - MULHERES DE 15 A 49 ANOS - BRASIL - DÉCADA DE 2000	59

TABELA 4.7.....	60
DISTRIBUIÇÃO E MÉDIA DE CARACTERÍSTICAS OCUPACIONAIS SELECIONADAS - MULHERES DE 15 A 49 ANOS - BRASIL - DÉCADA DE 2000.....	60
TABELA 4.8.....	70
EFEITO MARGINAL DO PRIMEIRO FILHO SOBRE A PARTICIPAÇÃO FEMININA NA PEA (EM %) - MULHERES DE 15 A 49 ANOS - BRASIL - DÉCADA DE 1990.....	70
TABELA 4.9.....	71
EFEITO MARGINAL DO PRIMEIRO FILHO SOBRE A PARTICIPAÇÃO FEMININA NA PEA (EM %) - MULHERES DE 15 A 49 ANOS - BRASIL - DÉCADA DE 2000.....	71
TABELA 4.10.....	72
EFEITO MARGINAL DO PRIMEIRO FILHO SOBRE A OCUPAÇÃO FEMININA (EM %) - MULHERES DE 15 A 49 ANOS - BRASIL - DÉCADA DE 1990.....	72
TABELA 4.11.....	73
EFEITO MARGINAL DO PRIMEIRO FILHO SOBRE A OCUPAÇÃO FEMININA (EM %) - MULHERES DE 15 A 49 ANOS - BRASIL - DÉCADA DE 2000.....	73
TABELA 5.1.....	82
CONSTRUÇÃO DOS BANCOS DE DADOS – TAMANHO DAS AMOSTRAS DE INTERESSE - BRASIL – DÉCADAS DE 1990 E 2000.....	82
TABELA 5.2.....	85
DISTRIBUIÇÃO (%) E MÉDIA DE CARACTERÍSTICAS OBSERVADAS SELECIONADAS - MÃES DE 15 A 49 ANOS - BRASIL - DÉCADA DE 1990.....	85
TABELA 5.3.1.....	86

DISTRIBUIÇÃO (%) E MÉDIA DE CARACTERÍSTICAS OBSERVADAS SELECIONADAS - MÃES DE 15 A 49 ANOS SEGUNDO A IDADE DO(S) FILHO(S) MAIS VELHO(S) - BRASIL - DÉCADA DE 1990	86
TABELA 5.3.2.....	87
DISTRIBUIÇÃO (%) E MÉDIA DE CARACTERÍSTICAS OBSERVADAS SELECIONADAS - MÃES DE 15 A 49 ANOS SEGUNDO A IDADE DO(S) FILHO(S) MAIS VELHO(S) - BRASIL - DÉCADA DE 1990	87
TABELA 5.4.....	89
DISTRIBUIÇÃO (%) E MÉDIA DE CARACTERÍSTICAS SOCIODEMOGRÁFICAS SELECIONADAS - MÃES DE 15 A 49 ANOS - BRASIL - DÉCADA DE 2000	89
TABELA 5.5.1.....	90
DISTRIBUIÇÃO (%) E MÉDIA DE CARACTERÍSTICAS OBSERVADAS SELECIONADAS - MÃES DE 15 A 49 ANOS SEGUNDO A IDADE DO(S) FILHO(S) MAIS VELHO(S) - BRASIL - DÉCADA DE 2000	90
TABELA 5.5.2.....	91
DISTRIBUIÇÃO (%) E MÉDIA DE CARACTERÍSTICAS OBSERVADAS SELECIONADAS - MÃES DE 15 A 49 ANOS SEGUNDO A IDADE DO(S) FILHO(S) MAIS VELHO(S) - BRASIL - DÉCADA DE 2000	91
TABELA 5.6.....	98
EFEITO MARGINAL DO SEGUNDO FILHO SOBRE A PARTICIPAÇÃO FEMININA NA PEA (EM %) - MÃES DE 15 A 49 ANOS - BRASIL - DÉCADA DE 1990	98
TABELA 5.7.....	99
EFEITO MARGINAL DO SEGUNDO FILHO SOBRE A PARTICIPAÇÃO FEMININA NA PEA (EM %) - MÃES DE 15 A 49 ANOS E AMOSTRAS SELECIONADAS SEGUNDO A IDADE DO(S) FILHO(S) MAIS VELHO(S) - BRASIL - DÉCADA DE 1990	99
TABELA 5.8.....	100

EFEITO MARGINAL DO SEGUNDO FILHO SOBRE A PARTICIPAÇÃO FEMININA NA PEA (EM %) - MÃES DE 15 A 49 ANOS - BRASIL - DÉCADA DE 2000	100
TABELA 5.9.....	101
EFEITO MARGINAL DO SEGUNDO FILHO SOBRE A PARTICIPAÇÃO FEMININA NA PEA (EM %) - MÃES DE 15 A 49 ANOS E AMOSTRAS SELECIONADAS SEGUNDO A IDADE DO(S) FILHO(S) MAIS VELHO(S) - BRASIL - DÉCADA DE 2000	101
TABELA 5.10.....	102
EFEITO MARGINAL DO SEGUNDO FILHO SOBRE A OCUPAÇÃO FEMININA (EM %) - MÃES DE 15 A 49 ANOS - BRASIL - DÉCADA DE 1990.....	102
TABELA 5.11.....	103
EFEITO MARGINAL DO SEGUNDO FILHO SOBRE A OCUPAÇÃO FEMININA (EM %) - MÃES DE 15 A 49 ANOS E AMOSTRAS SELECIONADAS SEGUNDO A IDADE DO(S) FILHO(S) MAIS VELHO(S) - BRASIL - DÉCADA DE 1990	103
TABELA 5.12.....	104
EFEITO MARGINAL DO SEGUNDO FILHO SOBRE A OCUPAÇÃO FEMININA (EM %) - MÃES DE 15 A 49 ANOS - BRASIL - DÉCADA DE 2000.....	104
TABELA 5.13.....	105
EFEITO MARGINAL DO SEGUNDO FILHO SOBRE A OCUPAÇÃO FEMININA (EM %) - MÃES DE 15 A 49 ANOS E AMOSTRAS SELECIONADAS SEGUNDO A IDADE DO(S) FILHO(S) MAIS VELHO(S) - BRASIL - DÉCADA DE 2000	105
TABELA 6.1.....	114
CONSTRUÇÃO DOS BANCOS DE DADOS – TAMANHO DAS AMOSTRAS DE INTERESSE – BRASIL – DÉCADAS DE 1990 E 2000.....	114
TABELA 6.2.....	116

FECUNDIDADE E OFERTA DE TRABALHO - MULHERES DE 15 A 49 ANOS DE IDADE E AMOSTRAS SELECIONADAS - BRASIL - DÉCADA DE 1990	116
TABELA 6.3.....	117
ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS - MÃES DE 15 A 49 ANOS DE IDADE COM, NO MÍNIMO, 2 FILHOS - BRASIL - DÉCADA DE 1990.....	117
TABELA 6.4.....	118
PROPORÇÃO DE MÃES DE 15 A 49 ANOS DE IDADE (E AMOSTRAS SELECIONADAS) QUE TIVERAM OUTRA CRIANÇA, SEGUNDO A PARTURIÇÃO E O SEXO DA CRIANÇA - BRASIL - DÉCADA DE 1990.....	118
FIGURA 6.1.....	121
PROPORÇÃO DE MULHERES COM MAIS DE DOIS FILHOS, SEGUNDO A SUA IDADE E O SEXO DAS DUAS PRIMEIRAS CRIANÇAS - MÃES DE 15 A 49 ANOS DE IDADE (E AMOSTRAS SELECIONADAS) - BRASIL - DÉCADA DE 1990	121
FIGURA 6.2.....	123
TAXA DE ATIVIDADE DAS MULHERES COM MAIS DE DOIS FILHOS, SEGUNDO A SUA IDADE E O SEXO DAS DUAS PRIMEIRAS CRIANÇAS - MÃES DE 15 A 49 ANOS DE IDADE (E AMOSTRAS SELECIONADAS) - BRASIL - DÉCADA DE 1990	123
TABELA 6.5.1.....	125
DISTRIBUIÇÃO (%) E MÉDIA DE CARACTERÍSTICAS OBSERVADAS SELECIONADAS - MÃES DE 15 A 49 ANOS COM, NO MÍNIMO, 2 FILHOS - BRASIL - DÉCADA DE 1990	125
TABELA 6.5.2.....	126
DISTRIBUIÇÃO (%) E MÉDIA DE CARACTERÍSTICAS OBSERVADAS SELECIONADAS - MÃES DE 15 A 49 ANOS COM, NO MÍNIMO, 2 FILHOS - BRASIL - DÉCADA DE 1990	126
TABELA 6.6.....	127

FECUNDIDADE E OFERTA DE TRABALHO - MULHERES DE 15 A 49 ANOS DE IDADE E AMOSTRAS SELECIONADAS - BRASIL - DÉCADA DE 2000	127
TABELA 6.7.....	128
ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS - MÃES DE 15 A 49 ANOS DE IDADE COM, NO MÍNIMO, 2 FILHOS - BRASIL - DÉCADA DE 2000.....	128
TABELA 6.8.....	129
PROPORÇÃO DE MÃES DE 15 A 49 ANOS DE IDADE (E AMOSTRAS SELECIONADAS) QUE TIVERAM OUTRA CRIANÇA, SEGUNDO A PARTURIÇÃO E O SEXO DA CRIANÇA - BRASIL - DÉCADA DE 2000.....	129
FIGURA 6.3.....	130
PROPORÇÃO DE MULHERES COM MAIS DE DOIS FILHOS, SEGUNDO A SUA IDADE E O SEXO DAS DUAS PRIMEIRAS CRIANÇAS - MÃES DE 15 A 49 ANOS DE IDADE (E AMOSTRAS SELECIONADAS) - BRASIL - DÉCADA DE 2000	130
FIGURA 6.4.....	132
TAXA DE ATIVIDADE DAS MULHERES COM MAIS DE DOIS FILHOS, SEGUNDO A SUA IDADE E O SEXO DAS DUAS PRIMEIRAS CRIANÇAS - MÃES DE 15 A 49 ANOS DE IDADE (E AMOSTRAS SELECIONADAS) - BRASIL - DÉCADA DE 2000	132
TABELA 6.9.1.....	133
DISTRIBUIÇÃO (%) E MÉDIA DE CARACTERÍSTICAS OBSERVADAS SELECIONADAS - MÃES DE 15 A 49 ANOS COM, NO MÍNIMO, 2 FILHOS - BRASIL - DÉCADA DE 2000	133
TABELA 6.9.2.....	134
DISTRIBUIÇÃO (%) E MÉDIA DE CARACTERÍSTICAS OBSERVADAS SELECIONADAS - MÃES DE 15 A 49 ANOS COM, NO MÍNIMO, 2 FILHOS - BRASIL - DÉCADA DE 2000	134
QUADRO 6.1.....	140

TIPOS DE COMPLACÊNCIA SEGUNDO O <i>STATUS</i> DE TRATAMENTO E A VARIÁVEL INSTRUMENTAL	140
QUADRO 6.2.....	142
TIPOS DE COMPLACÊNCIA SEGUNDO O <i>STATUS</i> DE TRATAMENTO E A VARIÁVEL INSTRUMENTAL DADA A SUPOSIÇÃO DE MONOTONICIDADE.....	142
TABELA 6.10.....	146
EFEITO MARGINAL DO TERCEIRO FILHO SOBRE A PROBABILIDADE DAS MÃES CONSTITUÍREM PARTE DA PEA (EM %) – MULHERES DE 15 A 49 ANOS COM, PELO MENOS, 2 FILHOS – BRASIL – DÉCADAS DE 1990 E 2000.....	146
TABELA 6.11.....	148
EFEITO MARGINAL DO TERCEIRO FILHO SOBRE A PROBABILIDADE DAS MÃES ESTAREM OCUPADAS (EM %) – MULHERES DE 15 A 49 ANOS COM, PELO MENOS, 2 FILHOS – BRASIL – DÉCADAS DE 1990 E 2000.....	148
TABELA 6.12.....	150
TABELA COMPARATIVA: EFEITOS MARGINAIS DE UM FILHO ADICIONAL A PARTIR DO TERCEIRO SOBRE A PROBABILIDADE DA MÃE CONSTITUIR PARTE DA PEA, ESTIMADOS COM BASE NA VARIÁVEL INSTRUMENTAL INDICADORA DE FILHOS DO MESMO SEXO <i>VERSUS</i> ESTIMADOS COM BASE EM <i>PROXIES</i> PARA A FECUNDIDADE SELECIONADAS - MULHERES DE 15 A 49 ANOS - BRASIL, 1984 E 1992 A 2007.....	150
FIGURA 7.1.....	154
REPRESENTAÇÃO ESQUEMÁTICA DA MORTALIDADE FETAL E INFANTIL.....	154
TABELA 7.1.....	157
POSSÍVEIS FATORES ASSOCIADOS À MORTALIDADE FETAL E À MORTALIDADE INFANTIL	157

TABELA 7.2.....	161
CONSTRUÇÃO DOS BANCOS DE DADOS – TAMANHO DAS AMOSTRAS DE INTERESSE – BRASIL – 1984	161
TABELA 7.3.....	163
DISTRIBUIÇÃO (%) E MÉDIA DE CARACTERÍSTICAS SELECIONADAS - MULHERES DE 15 A 49 ANOS SEGUNDO OS GRUPOS DE TRATAMENTO (JÁ TEVE NATIMORTO) E CONTROLE (NUNCA TEVE) - BRASIL - 1984.....	163
TABELA 7.4.....	165
DISTRIBUIÇÃO (%) E MÉDIA DE CARACTERÍSTICAS SELECIONADAS - MULHERES DE 15 A 49 ANOS SEGUNDO OS GRUPOS DE TRATAMENTO (JÁ TEVE ABORTO) E CONTROLE (NUNCA TEVE) - BRASIL - 1984.....	165
TABELA 7.5.....	167
DISTRIBUIÇÃO (%) E MÉDIA DE CARACTERÍSTICAS SELECIONADAS - MULHERES DE 15 A 49 ANOS SEGUNDO OS GRUPOS DE TRATAMENTO (JÁ TEVE FILHO QUE FALECEU ANTES DE COMPLETAR 365 DIAS DE VIDA) E CONTROLE (NUNCA TEVE) - BRASIL - 1984.....	167
TABELA 7.6.....	171
EFEITO MÉDIO DO PRIMEIRO, DO SEGUNDO E DO TERCEIRO FILHO EM DIANTE SOBRE A PARTICIPAÇÃO FEMININA NA PEA E SOBRE A OCUPAÇÃO FEMININA (AMBOS EM %) – MULHERES DE 15 A 49 ANOS – BRASIL – 1984	171
TABELA 7.7.....	174
TAXA BRUTA DE ATIVIDADE (TBA) OBSERVADA E ESTIMADA (COM BASE NA TBA OBSERVADA DAS MULHERES SEM FILHOS) - MULHERES DE 15 A 49 ANOS DE IDADE - BRASIL - 1984, 1988, 1993, 1998, 2003 E 2007.....	174
TABELA 7.8.....	175

TAXA BRUTA DE ATIVIDADE (TBA) OBSERVADA E ESTIMADA (COM BASE NA TBA ESTIMADA DAS MULHERES SEM FILHOS) - MULHERES DE 15 A 49 ANOS DE IDADE - BRASIL - 1984, 1988, 1993, 1998, 2003 E 2007.....	175
GRÁFICO 7.1.....	176
TAXA BRUTA DE ATIVIDADE OBSERVADA, ESTIMADA COM BASE NA TBA OBSERVADA DAS MULHERES SEM FILHOS E ESTIMADA COM BASE NA TBA ESTIMADA DAS MULHERES SEM FILHOS - MULHERES DE 15 A 49 ANOS DE IDADE - BRASIL - 1984, 1988, 1993, 1998, 2003 E 2007.....	176
TABELA A1.1.1.....	200
ESTIMAÇÃO DO MODELO LOGIT PARA A PROBABILIDADE DE TER EXPERIMENTADO O EVENTO NATIMORTO - MULHERES DE 15 A 49 ANOS - BRASIL - DÉCADA DE 1990.....	200
TABELA A1.1.2.....	201
ESTIMAÇÃO DO MODELO LOGIT PARA A PROBABILIDADE DE TER EXPERIMENTADO O EVENTO NATIMORTO - MULHERES DE 15 A 49 ANOS - BRASIL - DÉCADA DE 1990.....	201
TABELA A1.2.1.....	202
ESTIMAÇÃO DO MODELO LOGIT PARA A PROBABILIDADE DE TER EXPERIMENTADO O EVENTO NATIMORTO - MULHERES DE 15 A 49 ANOS - BRASIL - DÉCADA DE 2000.....	202
TABELA A1.2.2.....	203
ESTIMAÇÃO DO MODELO LOGIT PARA A PROBABILIDADE DE TER EXPERIMENTADO O EVENTO NATIMORTO - MULHERES DE 15 A 49 ANOS - BRASIL - DÉCADA DE 2000.....	203
FIGURA A1.1.....	205
DISTRIBUIÇÃO DA PROBABILIDADE DE TER EXPERIMENTADO O EVENTO NATIMORTO - MULHERES DE 15 A 49 ANOS - BRASIL - DÉCADA DE 1990.....	205

FIGURA A1.2	206
DISTRIBUIÇÃO DA PROBABILIDADE DE TER EXPERIMENTADO O EVENTO NATIMORTO - MULHERES DE 15 A 49 ANOS - BRASIL - DÉCADA DE 2000	206
FIGURA A1.3	208
DISTRIBUIÇÃO DA RENDA DO NÃO TRABALHO SEGUNDO O ESCORE DE PROPENSÃO - MULHERES DE 15 A 49 ANOS - BRASIL – DÉCADA DE 1990	208
FIGURA A1.4	209
DISTRIBUIÇÃO DA RENDA DO NÃO TRABALHO SEGUNDO O ESCORE DE PROPENSÃO - MULHERES DE 15 A 49 ANOS - BRASIL – DÉCADA DE 2000	209
TABELA A1.3	211
DIFERENÇAS DE MÉDIAS DAS COVARIÁVEIS ENTRE OS GRUPOS TRATAMENTO E CONTROLE ANTES E DEPOIS DO PAREAMENTO (COM UM VIZINHO) - MULHERES DE 15 A 49 ANOS - BRASIL - DÉCADAS DE 1990 E 2000	211
TABELA A2.1.1	214
ESTIMAÇÃO DO MODELO LOGIT PARA A PROBABILIDADE DE TER EXPERIMENTADO O EVENTO GÊMEOS - MÃES DE 15 A 49 ANOS - BRASIL - DÉCADA DE 1990	214
TABELA A2.1.2	215
ESTIMAÇÃO DO MODELO LOGIT PARA A PROBABILIDADE DE TER EXPERIMENTADO O EVENTO GÊMEOS - MÃES DE 15 A 49 ANOS - BRASIL - DÉCADA DE 1990	215
TABELA A2.2.1	216
ESTIMAÇÃO DO MODELO LOGIT PARA A PROBABILIDADE DE TER EXPERIMENTADO O EVENTO GÊMEOS - MÃES DE 15 A 49 ANOS E AMOSTRAS SELECIONADAS SEGUNDO A IDADE DO(S) FILHO(S) MAIS VELHO(S) - BRASIL - DÉCADA DE 1990	216

TABELA A2.2.2	217
ESTIMAÇÃO DO MODELO LOGIT PARA A PROBABILIDADE DE TER EXPERIMENTADO O EVENTO GÊMEOS - MÃES DE 15 A 49 ANOS E AMOSTRAS SELECIONADAS SEGUNDO A IDADE DO(S) FILHO(S) MAIS VELHO(S) - BRASIL - DÉCADA DE 1990	217
TABELA A2.3.1	218
ESTIMAÇÃO DO MODELO LOGIT PARA A PROBABILIDADE DE TER EXPERIMENTADO O EVENTO GÊMEOS - MÃES DE 15 A 49 ANOS - BRASIL - DÉCADA DE 2000	218
TABELA A2.3.2	219
ESTIMAÇÃO DO MODELO LOGIT PARA A PROBABILIDADE DE TER EXPERIMENTADO O EVENTO GÊMEOS - MÃES DE 15 A 49 ANOS - BRASIL - DÉCADA DE 2000	219
TABELA A2.4.1	220
ESTIMAÇÃO DO MODELO LOGIT PARA A PROBABILIDADE DE TER EXPERIMENTADO O EVENTO GÊMEOS - MÃES DE 15 A 49 ANOS E AMOSTRAS SELECIONADAS SEGUNDO A IDADE DO(S) FILHO(S) MAIS VELHO(S) - BRASIL - DÉCADA DE 2000	220
TABELA A2.4.2	221
ESTIMAÇÃO DO MODELO LOGIT PARA A PROBABILIDADE DE TER EXPERIMENTADO O EVENTO GÊMEOS - MÃES DE 15 A 49 ANOS E AMOSTRAS SELECIONADAS SEGUNDO A IDADE DO(S) FILHO(S) MAIS VELHO(S) - BRASIL - DÉCADA DE 2000	221
FIGURA A2.1	223
DISTRIBUIÇÃO DA PROBABILIDADE DE TER EXPERIMENTADO O EVENTO GÊMEOS - MÃES DE 15 A 49 ANOS E AMOSTRAS SELECIONADAS SEGUNDO O ESTADO CONJUGAL E A IDADE DO(S) FILHO(S) MAIS VELHO(S) - BRASIL - DÉCADA DE 1990	223
FIGURA A2.2	224

DISTRIBUIÇÃO DA PROBABILIDADE DE TER EXPERIMENTADO O EVENTO GÊMEOS - MÃES DE 15 A 49 ANOS E AMOSTRAS SELECIONADAS SEGUNDO O ESTADO CONJUGAL E A IDADE DO(S) FILHO(S) MAIS VELHO(S) - BRASIL - DÉCADA DE 2000	224
FIGURA A2.3	226
DISTRIBUIÇÃO DA IDADE AO NASCIMENTO DO(S) PRIMEIRO(S) FILHO(S) SEGUNDO O ESCORE DE PROPENSÃO - MÃES DE 15 A 49 ANOS E AMOSTRAS SELECIONADAS SEGUNDO O ESTADO CONJUGAL E A IDADE DO(S) FILHO(S) MAIS VELHO(S) - BRASIL - DÉCADA DE 1990	226
FIGURA A2.4	227
DISTRIBUIÇÃO DA IDADE AO NASCIMENTO DO(S) PRIMEIRO(S) FILHO(S) SEGUNDO O ESCORE DE PROPENSÃO - MÃES DE 15 A 49 ANOS E AMOSTRAS SELECIONADAS SEGUNDO O ESTADO CONJUGAL E A IDADE DO(S) FILHO(S) MAIS VELHO(S) - BRASIL - DÉCADA DE 2000	227
TABELA A2.5	229
DIFERENÇAS DE MÉDIAS DAS COVARIÁVEIS ENTRE OS GRUPOS TRATAMENTO E CONTROLE ANTES E DEPOIS DO PAREAMENTO (COM UM VIZINHO) - MÃES DE 15 A 49 ANOS - BRASIL - DÉCADAS DE 1990 E 2000.....	229
TABELA A3.1.1	232
EFEITOS MARGINAIS DE FILHOS SOBRE A PARTICIPAÇÃO FEMININA NO MERCADO DE TRABALHO ENCONTRADOS EM DIVERSOS ESTUDOS <i>VERSUS</i> AS NOSSAS ESTIMATIVAS.....	232
TABELA A3.1.2	233
EFEITOS MARGINAIS DE FILHOS SOBRE A PARTICIPAÇÃO FEMININA NO MERCADO DE TRABALHO ENCONTRADOS EM DIVERSOS ESTUDOS <i>VERSUS</i> AS NOSSAS ESTIMATIVAS.....	233

RESUMO

O declínio acentuado da fecundidade e, ao mesmo tempo, a presença cada vez mais marcante da mulher no mercado de trabalho nas últimas décadas têm motivado estudos que tentam analisar a associação entre o número de filhos e a participação laboral feminina. Diante desse contexto, o objetivo dessa tese é entender melhor a relação filhos-trabalho para as mulheres. Entretanto, mais que mensurar essa associação, estimamos o efeito dos filhos sobre a participação delas no mercado de trabalho brasileiro, observando a evolução temporal desse efeito desde os anos de 1990. Isto porque, a maternidade tem inúmeros efeitos sobre a carreira profissional das mulheres: pode levá-las a desistir de trabalhar (temporariamente ou definitivamente), encorajá-las a reduzir seu tempo de trabalho ou até mesmo fazer com que mudem de profissão ou de segmento do mercado, além de poder retardar sua promoção a melhores cargos e seus aumentos salariais (Maron & Meulders, 2007). Além disso, com base no fato de que cada filho possa apresentar um efeito diferenciado sobre a decisão laboral das mães, já que há motivos para acreditar, por exemplo, que o primeiro filho é aquele com o efeito mais forte sobre a entrada ou permanência da mãe no mercado de trabalho (Lérida, 2006), estimamos o efeito do primeiro, do segundo e do terceiro (ou mais) filhos sobre a participação feminina no mercado de trabalho, separadamente. Contudo, devido ao fato de que “ter filhos” e “trabalhar” constituem decisões muitas vezes tomadas simultaneamente pelas mulheres, estimar o efeito de filhos sobre sua participação no mercado não constitui tarefa trivial, já que os métodos convencionais não permitem que estimemos esse efeito, mas apenas a associação entre essas variáveis. Assim, estimamos o efeito de filhos com base em variáveis que afetam a fecundidade e que só afetam a oferta de trabalho feminina por meio da fecundidade; o que elimina o problema da endogeneidade filhos-trabalho feminino. Entre os resultados, de maneira geral, encontramos que os filhos diminuem a probabilidade de participação das mulheres no mercado de trabalho e que esse efeito é mais negativo quando se trata do primeiro e do terceiro (ou mais) filhos. Ademais, entre as décadas de 1990 e 2000, o efeito negativo de filhos sobre a participação feminina no mercado de trabalho perdeu magnitude.

Palavras-chave: filhos, oferta de trabalho, mulheres.

ABSTRACT

The rapid decline in fertility and, at the same time, the increase of female labor force participation in the last few decades motivated studies focusing on the relationship between fertility and labor force decisions. The goal of this dissertation is to investigate the children-work relationship for females. However, more than measuring this association, we are interested in estimating the effect of the children on female labor force participation, considering the trends in the relation over time. The impact of fertility decisions on one's professional career has many dimensions: it may lead them to quit working (temporarily or definitely), induce them to reduce working hours or even to cause them to change their occupation or market segment. In addition, it can delay their promotion to better jobs and wage increases (Maron & Meulders, 2007). In addition, based on the fact that each child may present a different effect upon the mothers' labor supply decision, for example, the first child is the one has a stronger effect on the entrance or permanence of the mother in the labor market (Lérida, 2006). We have estimated, separately, the effect of the first, the second and the third (or above) children on female labor force participation. However, due to the fact that "having children" and "working" are, normally, simultaneous decisions, estimating the effect of the children upon their participation in the market does not constitute a trivial task, as the traditional methods do not allow us to estimate this effect, but only the association among these variables. Thus, we have estimated the effect of the children based on variables that affect the fertility and that only affect the female labor supply by means of the fertility, which eliminates the problem of the children-women labor endogeneity. We find that children reduce the probability of a woman to enter the labor force and that this effect is stronger for the first and third (or more) children. Moreover, between the decades of 1990 and 2000, the negative effect of the children on female labor supply diminished.

Key Words: children, labor supply, women.

1 INTRODUÇÃO

A relação entre filhos e o engajamento dos pais, especialmente das mulheres, no mercado de trabalho tem sido amplamente discutida na literatura (Souto-Maior, 1990; Goldin, 1997; Rios-Neto, 1996; Angrist & Evans, 1998; Scorzafave, 2001; Cruces & Galiani, 2003; Maron & Meulders, 2007¹). O interesse nessa relação foi especialmente motivado pelas rápidas e profundas mudanças ocorridas na função econômica, social e familiar das mulheres nas últimas décadas (Scorzafave, 2001) e suas conseqüências sobre as relações observadas dentro das famílias. Entre essas transformações podemos mencionar a queda da taxa de fecundidade, o aumento do número de mulheres chefe de domicílio, o aumento do nível de educação e da participação das mulheres no mercado de trabalho. (Bruschini, 1998; Medeiros & Osório, 2000).

O aumento da oferta de trabalho feminina concomitantemente ao declínio da fecundidade, observado a partir dos anos de 1970, ampliou os interesses e é a principal motivação para estudos sobre a participação das mulheres no mercado de trabalho. A questão central da maioria desses estudos é a relação entre a decisão de fecundidade e a participação no mercado de trabalho (Bronars & Grogger, 1994; Rios-Neto, 1996; Goldin & Katz, 2002; Carvalho, Firpo & Gonzaga, 2006). As decisões não são tomadas independentemente pelas mulheres, e talvez, estão relacionadas a outras decisões domiciliares. De forma geral, pode-se esperar que a decisão de ter ou não filhos seja um dos elementos principais da condição da inserção e da posição da mulher no mercado de trabalho. A participação laboral da mulher é função, não apenas das suas características pessoais, como idade e escolaridade (como, em geral, é o caso dos homens), mas também depende das suas características familiares, como o estado conjugal e a presença, idade e sexo dos filhos (Bruschini, 1998; Scorzafave, 2001). E, dado que as mulheres têm tido menos filhos e, ao mesmo tempo, estão cada vez mais inseridas no mercado de trabalho, inclusive as mulheres casadas (Kaestner, 1993; Bruschini, 1998; Soares &

¹ MARON, L.; MEULDERS, D. The child effect on parents employment in Europe. Versão preliminar. Mar. 2007.

Izaki, 2002), pode-se dizer que a sociedade brasileira está vivenciando um processo de reestruturação da família e uma redefinição dos papéis familiares.

Desse modo, encontram-se evidências de que os benefícios advindos do desenvolvimento econômico, da industrialização e da urbanização e, conseqüentemente, o aumento da qualificação feminina, a difusão do uso de anticoncepcionais e uma mudança de atitude – não só das mulheres, mas da sociedade como um conjunto – em relação ao mercado de trabalho têm favorecido a maior procura das mulheres por uma colocação profissional (Costa, 2000; Mammen & Paxson, 2000; Goldin & Katz, 2002).

Diversos autores enfatizam, no entanto, que apesar dessa maior inserção feminina no mercado de trabalho, não apenas em termos de participação, mas também em termos de horas trabalhadas, a divisão sexual do trabalho doméstico – onde se inclui o cuidado com os filhos – pouco mudou nos últimos anos (Araújo & Scalon, 2006; Hirata & Kergoat, 2007; Marri & Wajzman, 2007).

Diante deste contexto, o objetivo deste trabalho é entender melhor a relação entre fecundidade e a participação das mulheres (e mães) no mercado de trabalho. Entretanto, mais do que mensurar essa associação, o trabalho estima o efeito dos filhos sobre a participação das mulheres no mercado de trabalho brasileiro, observando a evolução temporal desse efeito nas duas últimas décadas.

O maior conhecimento do efeito da maternidade, e da decisão de ter filhos, sobre a participação feminina no mercado de trabalho tem grande relevância, já que comparativamente aos homens, pode ser que os filhos limitem de alguma forma o crescimento profissional das mulheres, tanto no que se refere aos diferenciais salariais quanto em relação aos tipos de ocupação (Pazello, 2006). Como menciona Maron & Meulders (2007)², a maternidade pode levar as mulheres a desistirem de trabalhar (temporariamente ou definitivamente), encorajá-las a reduzir seu tempo de trabalho ou até mesmo fazer com que mudem de profissão ou de segmento do mercado, além de poder retardar sua promoção a melhores cargos e seus aumentos salariais.

² MARON, L.; MEULDERS, D. The child effect on parents employment in Europe. Versão preliminar. Mar. 2007.

Adicionalmente, destaca-se o fato de que o estudo da relação filhos-trabalho faz parte de uma análise mais ampla da dinâmica do comportamento familiar. Conhecer melhor essa dinâmica contribui significativamente para a formulação de políticas públicas que considerem de forma distinta os membros familiares e seus papéis dentro da família, além de levantar importantes questões para as projeções de oferta de mão-de-obra feminina (Sedlacek & Santos, 1991; Wajzman & Rios-Neto, 1994; Jannuzzi, 2000). Além disso, temos pouca evidência empírica no que diz respeito ao efeito de filhos sobre o trabalho das mães em países em desenvolvimento (Lérida, 2006). Nos países em desenvolvimento, essa relação pode ser diferente da observada nas economias mais desenvolvidas devido à forma como funcionam o mercado de trabalho e as relações culturais e institucionais.

O Brasil é um caso interessante para esta análise, devido ao aumento ocorrido nas taxas de atividade femininas desde os anos de 1970 e às inúmeras transformações culturais, econômicas, demográficas e de estruturação do mercado de trabalho que permitiram que isso ocorresse (Costa, 1990; Bruschini & Lombardi, 1996; Wajzman, Queiroz & Liberato, 1998).

Diante do interesse na associação entre filhos e trabalho feminino, diversos estudiosos têm tentado estimá-la empiricamente. Entretanto, de acordo com Angrist & Evans (1998), embora grande parte desses estudos revele uma correlação negativa entre número de filhos e oferta de trabalho feminina, a interpretação dessas correlações permanece obscura, já que poucas inferências podem ser feitas em relação à direção de causalidade entre essas variáveis.

Sendo assim, devido ao fato de que ter filhos e trabalhar constituem decisões, muitas vezes, tomadas simultaneamente, estimar o efeito de filhos sobre a participação das mães não constitui tarefa trivial, já que os métodos convencionais não permitem que estimemos corretamente uma relação de causalidade, mas apenas a associação entre essas variáveis. Por isso, mensuramos o efeito da fecundidade sobre o trabalho das mulheres por meio do uso de experimentos naturais ou quase-naturais. Essa estratégia consiste em encontrar uma variável – em geral, relacionada a um evento natural, biológico – que afete a fecundidade (e tenha relação com a decisão de ter filhos) e só afete a oferta de trabalho feminina por meio da fecundidade. Dessa forma, eliminamos a endogeneidade da relação filhos-trabalho feminino, que nos impediria de estimar o efeito de interesse.

Em se tratando do efeito de filhos sobre a participação feminina no mercado de trabalho, a ocorrência de natimortos, o nascimento de gêmeos e a preferência dos pais por filhos de ambos os sexos, são eventos naturais que vêm sendo empregados nessa estimação. Destaca-se, entretanto que, de acordo com a nossa revisão de literatura, cada uma dessas variáveis foi utilizada de maneira isolada nos estudos anteriores (Bronars & Grogger, 1994; Angrist & Evans, 1998; Cruces & Galiani, 2003; Pazello & Fernandes, 2004; Pazello, 2006).

Nesse trabalho, analisamos o efeito dos filhos sobre a oferta de trabalho feminino considerando os três eventos de acordo com a parturição da mulher. Embora existam estudos que tratem do efeito de filhos sobre a participação feminina no mercado de trabalho (como os supracitados), a grande maioria não leva em consideração o potencial efeito da ordem de nascimento da criança. Assim, como cada filho pode apresentar um efeito diferenciado sobre a decisão de oferta de trabalho das mulheres, já que, há evidências, por exemplo, de que o primeiro filho é aquele com o efeito mais forte sobre a entrada ou permanência da mãe no mercado de trabalho (Lérida, 2006), estimamos o efeito do primeiro, do segundo e do terceiro (ou mais) filhos sobre a participação feminina no mercado de trabalho, separadamente. Dentro da literatura que aborda o efeito de filhos sobre a decisão laboral das mulheres, essa perspectiva de ordem de nascimento pode ser considerada uma novidade.

Em primeiro lugar, estimamos o efeito do primeiro filho sobre a participação feminina no mercado de trabalho utilizando a ocorrência de natimortos como *proxy* exógena para a fecundidade de forma que comparamos as mulheres que não tinham filhos, mas já haviam tido, pelo menos, um natimorto àquelas que tinham apenas um filho (e nunca tiveram um natimorto). Em segundo lugar, ao estimarmos o efeito do segundo filho sobre a participação das mães no mercado de trabalho, utilizamos outra *proxy* para um aumento exógeno na fecundidade: o nascimento de gêmeos; e, nesse caso, comparamos as mães que tiveram gêmeos na primeira gravidez àquelas que tinham apenas um filho. Por último, estimamos o efeito de um terceiro ou mais filhos sobre a participação feminina no mercado de trabalho, utilizando uma variável instrumental baseada na preferência dos pais por filhos de ambos os sexos. Isto porque, há evidências de que os pais cujos dois primeiros filhos são do mesmo sexo apresentam uma probabilidade maior de terem um terceiro ou mais filhos em relação àqueles cujos dois primeiros filhos são uma menina e um menino (Angrist & Evans, 1998;

Cruces & Galiani, 2003; Campêlo & Silva, 2005). Nessa estimativa do efeito de um filho adicional a partir do terceiro sobre a participação feminina no mercado de trabalho, comparamos as mulheres que tinham mais de dois filhos, sendo os dois primeiros do mesmo sexo, àquelas que tinham apenas dois filhos, sendo esses um menino e uma menina.

Dado que os diferenciais entre os efeitos do primeiro, do segundo e do terceiro (ou mais) filhos possam estar refletindo não apenas o impacto de cada ordem de nascimento do filho sobre a participação laboral feminina, como também, o fato de estarmos utilizando estratégias de identificação diferenciadas e, além disso, a fim de darmos maior robustez aos efeitos encontrados, propomos ainda a utilização de cinco eventos relacionados ao óbito precoce de um filho como *proxies* para a fecundidade. A ocorrência de aborto, a ocorrência de natimorto e o óbito de filhos antes de completarem 7, 28 e 365 dias de vida. A vantagem do uso desses eventos reside no fato de que eles podem ser empregados tanto na estimação do primeiro, do segundo, quanto do terceiro (ou mais) filhos e, nesse sentido, essa estratégia funciona como uma espécie de padronização metodológica daquelas estimativas obtidas com base na ocorrência de natimortos, gêmeos e sexo dos dois primeiros filhos, respectivamente.

Entretanto, dada a raridade da informação necessária à construção das variáveis *proxies* relacionadas ao óbito precoce de um filho propostas – no caso em que a mulher teve um natimorto ou aborto, precisamos saber quando isso ocorreu e, em caso de óbito do filho, precisamos da idade à qual o filho faleceu – as estimativas padronizadas do efeito de filhos sobre a participação feminina no mercado de trabalho se referem apenas ao ano de 1984. Em 1984, a Pesquisa Nacional por Amostra Domiciliar (PNAD) incluiu uma série de perguntas sobre a história de nascimento e gravidezes de todas as mulheres de 15 a 54 anos de idade, de forma que para todas aquelas que tiveram algum filho, temos a informação do dia, mês e ano em que ele nasceu e, se essa criança faleceu, em que dia, mês e ano, ocorreu o óbito. Com base nessas informações, sabemos (em caso de morte), se houve mortalidade neonatal precoce (até 7 dias), neonatal (até 28 dias) e infantil (até 1 ano). Além disso, a Pnad 1984 incluiu a informação de quantos natimortos e/ou abortos as mulheres (de 15 a 54 anos) tiveram nos dois últimos anos, de tal forma que temos a ocorrência desses eventos em um período recente para mulheres sem filhos, com um filho, com dois filhos ou com 3 e mais filhos. Essas informações nos permitem re-

estimar o efeito do primeiro, do segundo e do terceiro (ou mais) filhos sobre a participação feminina no mercado de trabalho, como mais um teste de robustez.

Nesse sentido, esse trabalho busca contribuir para a discussão do tema ao produzir resultados utilizando diferentes metodologias e bases de dados em busca de maior robustez dos resultados. Além de utilizarmos as variáveis *proxies*/instrumento para a fecundidade sugeridas pela literatura ainda propomos outras *proxies* para a fecundidade que nos ajudam a entender o efeito de filhos sobre a participação feminina no mercado de trabalho, sob a perspectiva de ordem de nascimento dos filhos, objeto de estudo dessa tese.

A tese é organizada em 8 capítulos incluindo essa introdução. No segundo capítulo, apresentamos um panorama da evolução das taxas de atividade feminina, no período de 1982 a 2007, de acordo com variáveis sócio-demográficas selecionadas. O terceiro capítulo versa sobre a relação entre maternidade e participação feminina no mercado de trabalho, de forma a mostrar como essa relação tem se dado historicamente e os antecedentes teóricos envolvidos. Além disso, nesse capítulo, também analisamos as dificuldades relacionadas à determinação de uma direção de causalidade na relação filhos-trabalho para as mulheres, indicando como a literatura lida com a endogeneidade dessa relação para estimar o efeito dos filhos sobre a oferta de trabalho feminina. O quarto, quinto e sexto capítulos tratam da metodologia, estimação e análise dos efeitos estimados do primeiro, segundo e terceiro (ou mais) filhos, respectivamente, com base nas variáveis sugeridas pela literatura (ocorrência de natimortos, gêmeos e sexo dos dois primeiros filhos). No Capítulo 7, estimamos novamente os efeitos do primeiro, segundo e terceiro (ou mais) filhos utilizando as 5 variáveis relacionadas ao óbito precoce de um filho propostas por nós, como um teste de robustez. As considerações finais compõem o Capítulo 8.

2 UM PANORAMA DA EVOLUÇÃO DAS TAXAS DE ATIVIDADE FEMININAS

Nesse capítulo, mostramos a evolução das taxas de atividade femininas no Brasil, para o período compreendido entre 1982 e 2007, segundo variáveis sócio-demográficas selecionadas. Com isso, objetivamos verificar se o crescimento da População Economicamente Ativa feminina (PEA) no Brasil se deve a grupos de mulheres com características específicas ou a uma mudança generalizada do comportamento das mulheres frente ao mercado de trabalho.

2.1 O aumento da presença feminina no mercado de trabalho

Um fenômeno que tem caracterizado o mercado de trabalho de vários países é o contínuo crescimento do número de mulheres trabalhando (Durand, 1946; Becker, 1981; Shank, 1988; Rios-Neto & Batista, 1998; Costa, 1990; Bruschini & Lombardi, 1996). A Segunda Guerra Mundial parece ter sido o pontapé inicial para a definitiva incorporação desse contingente populacional como força de trabalho, sob uma perspectiva global. De acordo com Shank (1988), embora as mulheres americanas tenham entrado no mercado em números cada vez maiores ao longo do século XX, até o advento da Segunda Guerra Mundial, esses números eram pouco significativos. Nos Estados Unidos, entre 1940 e 1944, enquanto 10 milhões de homens entraram para as forças armadas, 5 milhões de mulheres começaram a trabalhar e, apesar de 2 anos depois, o contingente masculino ter se recuperado, poucas mulheres saíram do mercado e, muitas daquelas que saíram, voltaram a trabalhar alguns anos depois.

Essa maior inserção laboral feminina provoca reestruturações não apenas no mercado de trabalho, como também traz novas configurações da dinâmica familiar. Assim, de acordo com Becker (1981), a família americana também mudou radicalmente após a Segunda Guerra Mundial. Entre 1950 e 1977, a taxa de nascimento legítimo diminuiu cerca de 1/3, a taxa de divórcio mais que dobrou, a taxa de participação no mercado de trabalho das mulheres casadas e com filhos

pequenos mais que triplicou e a porcentagem de domicílios com crianças chefiados por mulheres quase triplicou também. Nesta mesma época, tendências semelhantes foram encontradas em outros países desenvolvidos como Japão, França, Suécia e Inglaterra.

No Brasil, a entrada maciça das mulheres no mercado de trabalho se intensificou apenas em fins da década de 1970 (Costa, 1990; Bruschini, 1998). De acordo com dados do Banco Mundial, o percentual de mulheres na PEA, aumentou de aproximadamente 31% em 1980 para 43% em 2005. Essa mudança comportamental das mulheres frente ao mercado de trabalho brasileiro se deu em um contexto de transformações sócio-demográficas e culturais – como o declínio das taxas de fecundidade, o aumento da escolaridade e do número de famílias chefiadas por mulheres e os novos valores associados ao papel das mulheres na sociedade – pelas quais vem passando o Brasil (Bruschini, 1998).

2.1.1 Características gerais da evolução da PEA feminina brasileira desde os anos de 1980

Muitos estudos têm documentado o intenso e generalizado aumento da participação feminina no mercado de trabalho brasileiro nos anos de 1970 e 1980 e, nos anos de 1990, a continuidade desse processo, embora em ritmo mais moderado (Costa, 1990; Rios-Neto & Wajnman, 1994; Wajnman, Queiroz & Liberato, 1998; Wajnman & Rios-Neto, 2000). Também nos anos de 2000, essa tendência continua. De acordo com dados do IBGE, a proporção de mulheres de 10 anos ou mais de idade economicamente aumentou de 47.17% em 1997, para 50.27% em 2002 e 52.35% em 2007.

Com o objetivo de fornecer um panorama de como se deu o crescimento da PEA feminina segundo as variáveis sócio-demográficas, as informações contidas nesse capítulo se baseiam nos dados das Pnads 1982, 1987, 1992, 1997, 2002 e 2007³. A variável de participação feminina no mercado de trabalho analisada representa a proporção de mulheres ocupadas e desocupadas (População

³ Análise similar foi realizada por Scorzaface (2001) também utilizando as Pnads dos anos quinquenais compreendidos no período de 1982 a 1997.

Economicamente Ativa – PEA feminina) em relação ao total de mulheres em idade de trabalhar⁴ (População em Idade Ativa – PIA feminina). Além disso, ressaltamos que, a partir das Pnads da década de 1990, a definição de PEA utilizada pelo IBGE mudou, passando a considerar como ativos os trabalhadores no consumo e construção próprios e aqueles não remunerados que trabalharam menos de 16 horas semanais (Wajnman, Queiroz & Liberato, 1998; Bruschini & Lombardi, 1996). Dessa forma, realizamos os ajustes necessários à compatibilização das Pnads anteriores à década de 1990 aos posteriores a essa data. Para tanto, nas Pnads de 1992 a 2007, mantivemos o antigo conceito da PEA, ou seja, consideramos como não economicamente ativas as trabalhadoras na produção para consumo próprio, na construção para utilização própria e aquelas não remuneradas que trabalharam de 1 a 15 horas semanais.

Sob uma perspectiva microeconômica, o aumento da participação feminina no mercado de trabalho parece ter se dado de forma generalizada, sem distinção de idade, raça/cor, status marital, nível socioeconômico, região de residência, etc (Rios-Neto & Batista, 1998). Assim, a fim de apresentar como se deu a evolução das taxas de atividade femininas no Brasil, utilizamos algumas variáveis socioeconômicas e demográficas de forma a descrever esse movimento.

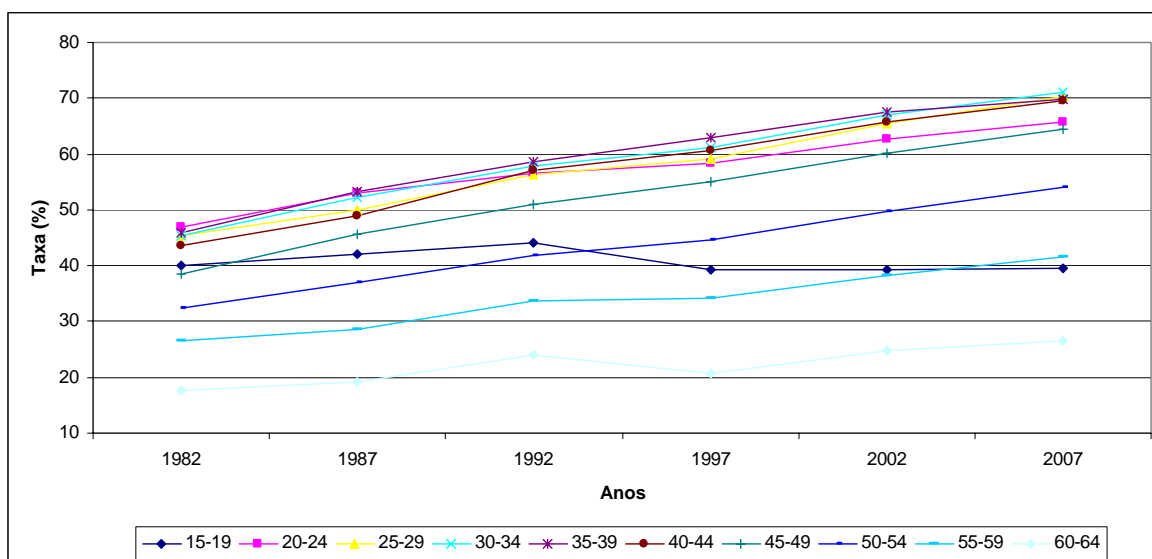
Idade

O GRÁF. 2.1 apresenta as taxas de atividade das mulheres brasileiras no período de 1982 a 2007, por grupos etários, em anos quinquenais. Esse gráfico nos permite analisar o comportamento dessas taxas em uma perspectiva entre-coortes e, assim como Scorzafave (2001), definimos arbitrariamente como coorte, um grupo de indivíduos nascidos em cada um dos intervalos de anos quinquenais considerados.

⁴ Que consideramos como sendo as mulheres de 15 a 64 anos de idade.

GRÁFICO 2.1

Taxas de atividade feminina específicas por idade (%) - Brasil - 1982 a 2007



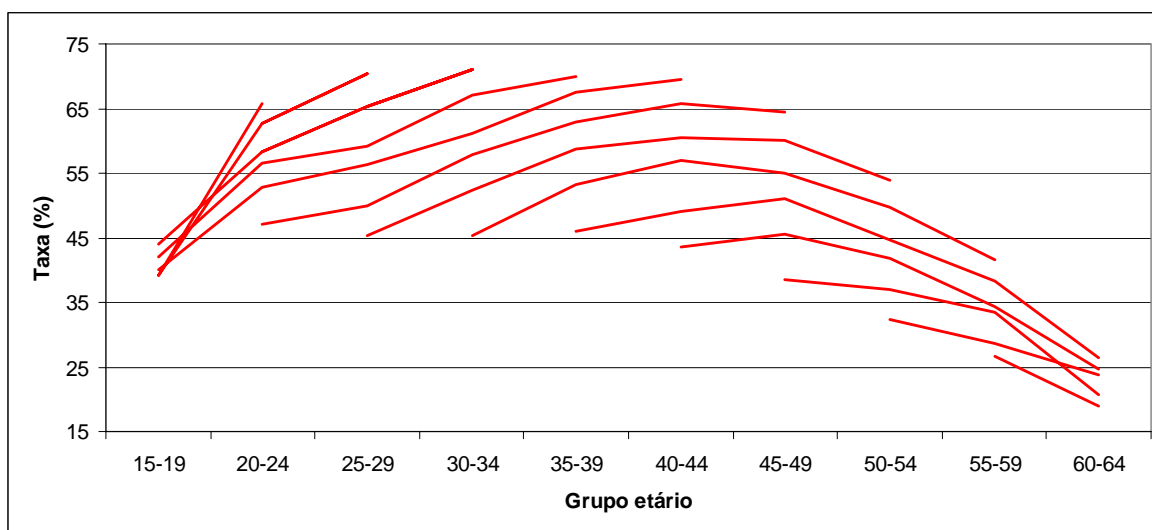
Fonte: IBGE/Pnads 1982, 1987, 1992, 1997, 2002 e 2007.

Pelo gráfico 2.1, observamos que quanto mais nova a coorte, maior a sua participação no mercado de trabalho, ou seja, o aumento das taxas de atividade femininas ocorreu em quase todas as faixas etárias, ao longo do período analisado. Tal comportamento, só não é verdade para as mulheres nas primeiras idades. Na faixa dos 15 aos 19 anos, a proporção de mulheres economicamente ativas, aumentou até o ano 1992, quando começou a declinar, voltando, em 2007, aos patamares de 1982. Por trás desse fato, pode estar o adiamento da entrada no mercado de trabalho, devido a um maior investimento em educação por parte das mulheres.

Já, o GRÁF. 2.2 destaca a análise das taxas de atividade femininas sob uma perspectiva intra-coorte, de forma que cada linha desse gráfico mostra a evolução dessas taxas para uma coorte ao longo do tempo. A coorte de mulheres nascidas entre 1958 e 1962 (e que, portanto, tinham entre 20 e 24 anos no período 1982-1987, 25 a 29 anos entre 1987 e 1992 e, assim por diante), por exemplo, aumentou sua taxa de atividade de 47% em 1982 para quase 65% em 2007.

GRÁFICO 2.2

Taxas de atividade feminina específicas por coorte (%) - Brasil - 1982 a 2007



Fonte: IBGE/Pnads 1982, 1987, 1992, 1997, 2002 e 2007.

Ao considerarmos também uma análise transversal do GRÁF. 2.2 (ou seja, se analisamos esse gráfico sob uma perspectiva entre-coortes), vemos que para uma mesma idade, quanto mais nova a coorte, maior é a sua taxa de atividade (assim como verificado no GRÁF. 2.1). Segundo Gonzaga, Machado & Machado (2003), essa maior participação laboral das coortes mais recentes se deve ao fato de que estas estão mais sujeitas aos impactos da emancipação feminina e à universalização do ensino fundamental brasileiro.

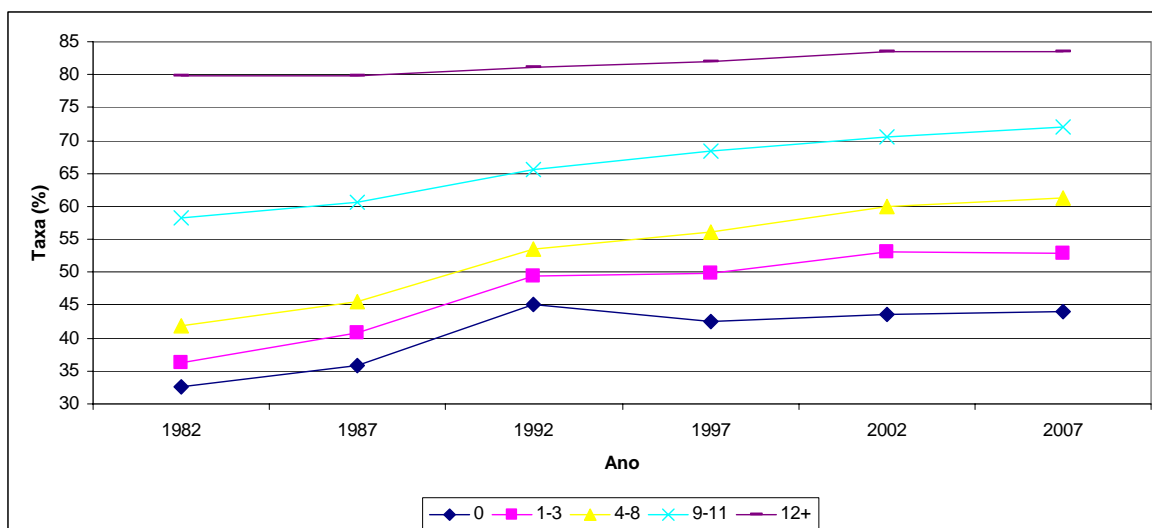
Escolaridade

Também em relação aos anos de estudo, observamos (GRÁF. 2.3) que o aumento da participação feminina no mercado de trabalho se deu de forma generalizada: tanto, entre as mais escolarizadas quanto entre as menos escolarizadas. Vemos que quanto mais alto o nível de escolaridade, maior a proporção de mulheres daquele grupo, trabalhando. Para citar um exemplo, comparando-se as mulheres com 0 anos de estudo, com aquelas com, no mínimo, 12 anos, temos que, menos de 45% das primeiras constituíam a PEA feminina em 2007, enquanto, para as mais escolarizadas essa cifra chega a 83.5%. Com base nesses números, vemos o impacto considerável da escolaridade alta sobre o trabalho feminino, já que as taxas de atividade das mais instruídas são muito superiores às daquelas menos instruídas (especialmente,

quando se compara as mulheres com 12 anos ou mais de estudo às mulheres de até 8 anos de estudo) em todos os anos.

GRÁFICO 2.3

Taxas de atividade feminina específicas por grupos de escolaridade (%) – Mulheres de 15 a 64 anos – Brasil – 1982 a 2007



Fonte: IBGE/Pnads 1982, 1987, 1992, 1997, 2002 e 2007.

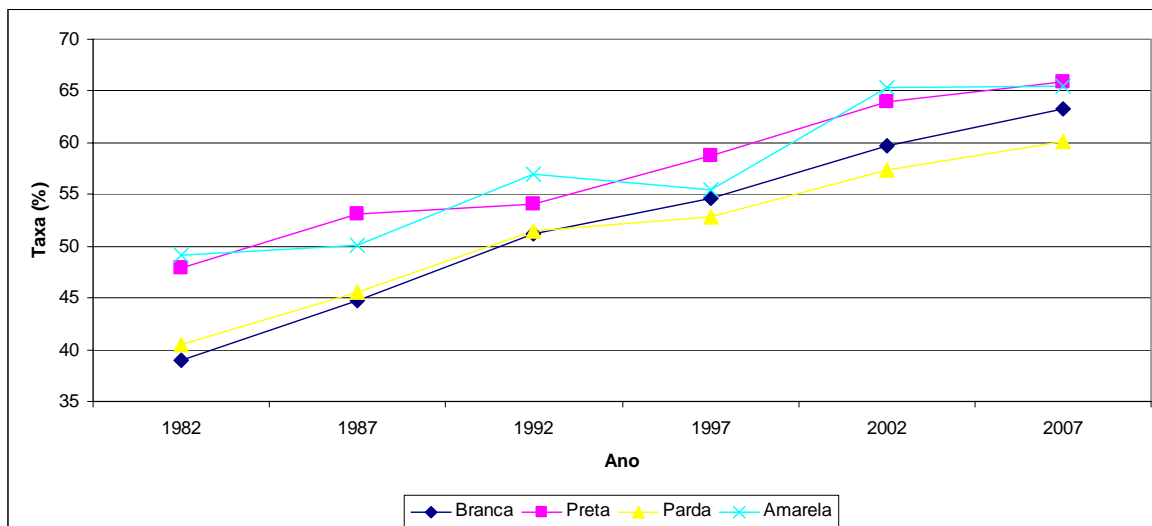
Raça/cor

Quando consideramos as taxas de atividade específicas de acordo com a raça/cor reportada pela mulher (GRÁF. 2.4), verificamos um aumento em todas as categorias: branca, preta, parda e amarela⁵. Havendo, inclusive, uma tendência à convergência das taxas de atividade femininas entre as raças/cores ao longo do período de 1982 a 2007.

⁵ As flutuações observadas na curva das mulheres de raça/cor amarela se devem, provavelmente, ao seu reduzido tamanho amostral.

GRÁFICO 2.4

Taxas de atividade feminina específicas por raça/cor (%) – Mulheres de 15 a 64 anos – Brasil – 1982 a 2007



Fonte: IBGE/Pnads 1982, 1987, 1992, 1997, 2002 e 2007.

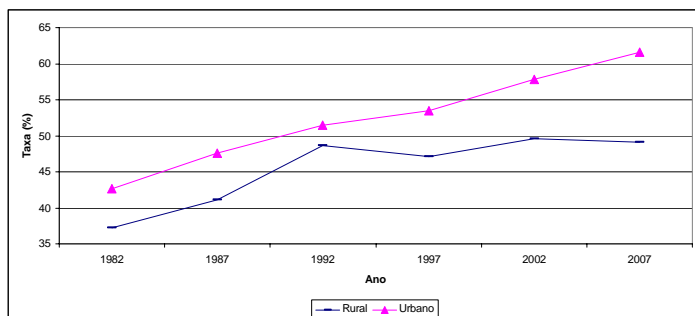
Local de residência

No GRÁF. 2.5, plotamos as taxas de atividade femininas específicas por área de residência (se urbana ou rural – GRÁF. 2.5.1) e por região macroeconômica de residência (se região Norte, Nordeste, Sul, Sudeste ou Centro-Oeste do país – GRÁF. 2.5.2). De acordo com a área de residência, verificamos que, entre 1982 e 2007, as taxas de atividade se elevaram tanto entre as mulheres residentes na área rural quanto entre aquelas residentes em áreas urbanas. Com relação à região de residência, em todas as regiões brasileiras, houve um aumento na participação feminina no mercado de trabalho ao longo do período analisado.

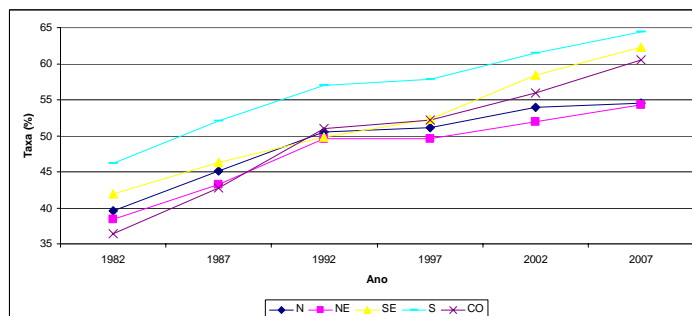
GRÁFICO 2.5

Taxas de atividade feminina segundo o local de residência (%) – Mulheres de 15 a 64 anos – Brasil – 1982 a 2007

2.5.1 Área de residência



2.5.2 Região de residência



Fonte: IBGE/Pnads 1982, 1987, 1992, 1997, 2002 e 2007.

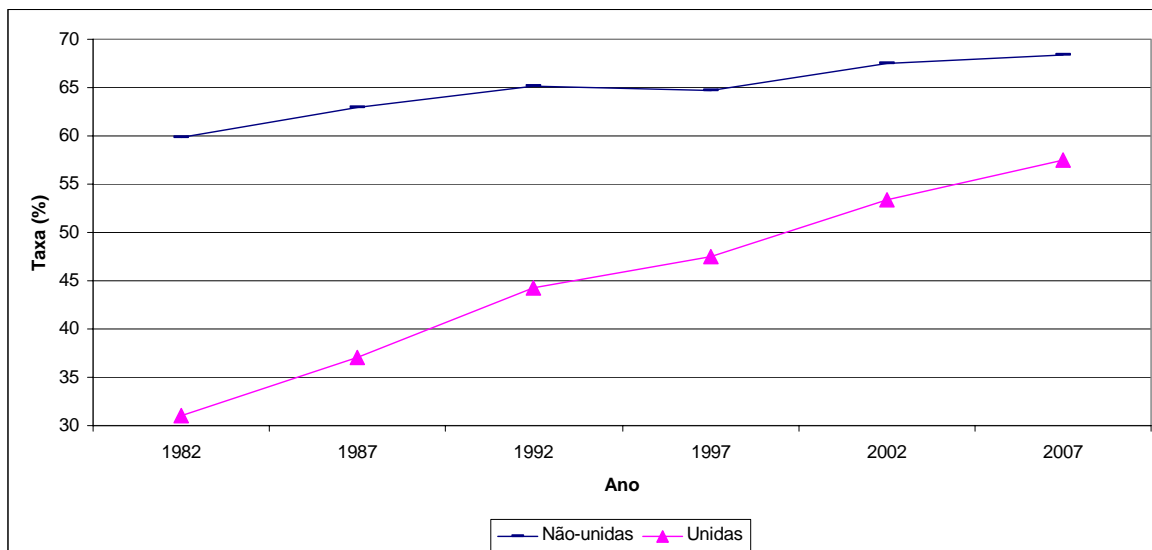
Status marital

O GRÁF. 2.6 mostra as taxas de atividade específicas por status marital. Para a construção desse gráfico, as mulheres de 15 a 64 anos, classificadas como chefes ou cônjuges⁶, foram desagregadas em unidas (se viviam em companhia de um cônjuge, o que inclui casadas ou em união consensual) e não unidas (se não viviam em companhia de um cônjuge, o que inclui: solteiras, desquitadas/separadas e viúvas). Pelo GRÁF. 2.6, vemos que no período de 1982 a 2007, as taxas de atividade feminina aumentaram tanto entre as não-unidas, quanto entre as unidas. A análise do gráfico nos permite ainda verificar a maior aceleração das taxas de atividade feminina entre as unidas em relação às não-unidas, ao longo do tempo. Enquanto em 1982, apenas cerca de 31% das mulheres unidas compunham a PEA feminina, em 2007, esse percentual subiu para 58%. No caso das mulheres não-unidas, em 1982, 60% delas participavam do mercado de trabalho brasileiro, ao passo que, em 2007, 68% participavam. Outros estudos também evidenciam essa “revolução” das mulheres casadas no Brasil (Rios-Neto & Wajnman, 1994; Rios-Neto & Batista, 1998; Bruschini, 1998).

⁶ Já que apenas para essas duas categorias de mulheres podemos identificar se têm cônjuge ou não.

GRÁFICO 2.6

Taxas de atividade feminina específicas por status marital (%) – Mulheres chefes ou cônjuges de 15 a 64 anos – Brasil – 1982 a 2007



Fonte: IBGE/Pnads 1982, 1987, 1992, 1997, 2002 e 2007.

Filhos

Desde as primeiras evidências da concomitância entre o declínio da fecundidade e a maior participação feminina no mercado de trabalho, diversos estudos tentam entender a relação entre esses eventos (Dias-Júnior, 2007). De acordo com Bruschini (1998), apesar do aumento na oferta de trabalho feminina, elas ainda são as principais responsáveis pelas tarefas domésticas e pelo cuidado com os filhos, o que dificulta a dedicação das mulheres ao trabalho e as coloca sempre em posição de desvantagem no mercado.

Isto acontece porque enquanto a participação do homem no mercado de trabalho depende, grosso modo, das suas características individuais, como idade e escolaridade, a inserção feminina no mercado de trabalho depende não apenas desses atributos, mas também das suas características familiares, como renda de outros membros, sua posição na hierarquia familiar e número e idade dos filhos (Scorzafave, 2001).

Assim, diante do fato de que, em se tratando de mulheres, a experiência laboral implica sempre na combinação entre trabalho e família (Bruschini, 2007), construímos os GRÁFs. 2.7 e 2.8. No primeiro, mostramos as taxas de atividade

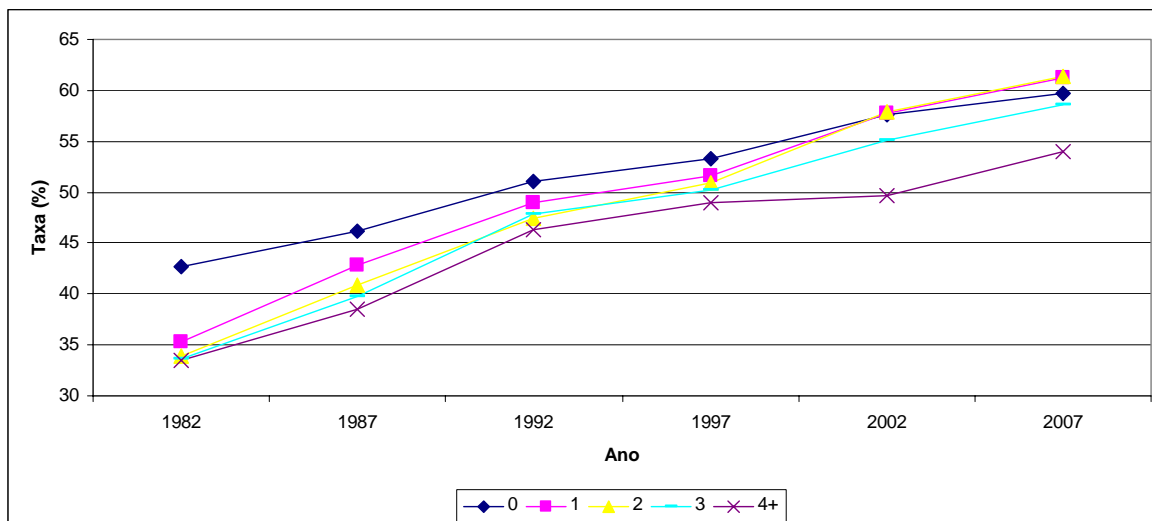
das mulheres de acordo com o número de filhos tidos (mulheres sem filhos ou com 1, 2, 3 ou a partir de 4 filhos) ao passo que no último apresentamos as taxas de atividade feminina para mulheres que tenham filhos pequenos ou não (mulheres com filhos de até 10 anos, mulheres com filhos de até 10 anos e com filhos de 11 a 17 anos, e mulheres com filhos de 11 a 17 anos).

Por meio do GRÁF. 2.7, observamos o comportamento das taxas específicas de atividade feminina segundo a parturição: mulheres sem filhos, com um filho, com 2 filhos, com 3 filhos e mulheres com 4 ou mais filhos. Novamente, utilizamos apenas as mulheres de 15 a 64 anos classificadas como chefe ou cônjuge; únicas categorias que nos permitem associar os filhos às mães⁷. Em todas as parturições, verificamos o aumento das taxas de atividade feminina no período analisado. Esse fato tem despertado o interesse de muitos estudiosos, já que os filhos são considerados como elemento importante no processo decisório de participação no mercado de trabalho por parte das mães (Soares, 2002). No GRÁF. 2.7, destaca-se ainda o fato de que, em 2007, as taxas de atividade das mães de 1 ou 2 filhos chegam a ser superiores àquelas das mulheres sem filhos. Esse acontecimento sugere um declínio da incompatibilidade entre filhos e trabalho feminino já constatado em outros estudos (Rios-Neto & Wajnman, 1994).

⁷ Embora, caiba aqui uma ressalva: pode ser, por exemplo, que os filhos associados à uma determinada mãe, não sejam, de fato, dela; podendo ser apenas do seu cônjuge. Além disso, pode ser também que algum filho não resida com a mãe e, nesse caso, não contabilizamos esse filho. Para o uso dessa informação de filhos, partimos do pressuposto de que a frequência de casos como estes não compromete a nossa análise.

GRÁFICO 2.7

Taxas de atividade feminina específicas por parturição (%) – Mulheres chefes ou cônjuges de 15 a 64 anos – Brasil – 1982 a 2007



Fonte: IBGE/Pnads 1982, 1987, 1992, 1997, 2002 e 2007.

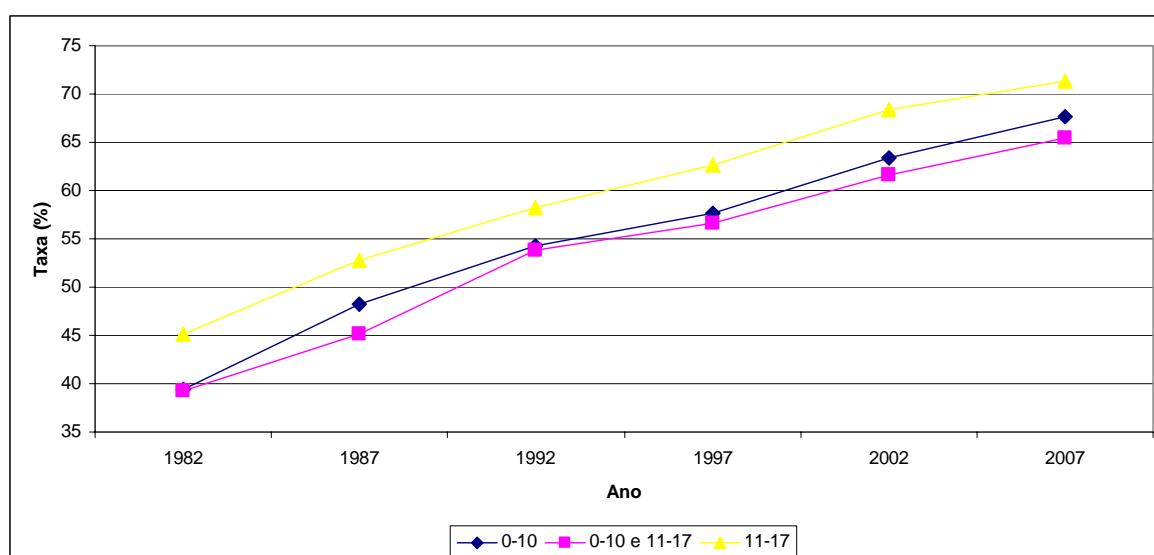
Diante dessa estreita relação maternidade-trabalho e com base no fato de que a presença de filhos pequenos possa constituir um fator ainda mais limitante da presença da mulher no mercado de trabalho (Scorzafave, 2001), analisemos o GRÁF. 2.8. Diferentemente dos outros gráficos, consideramos aqui apenas as mulheres de 30 a 45 anos de idade em cada ano. Selecionamos esse intervalo etário porque, segundo Dias-Júnior (2007), essa é uma idade na qual, em geral, tanto o ciclo reprodutivo das mulheres, quanto o seu processo de formação e estabilização profissional está completo. Isso é desejável especialmente nesse caso porque a idade do filho está muito relacionada à idade da mãe, ou seja, espera-se que filhos mais novos tenham mães também mais novas e que, além disso, mulheres mais novas tenham menos filhos em relação às mais velhas. Assim, selecionamos apenas mulheres de 30 a 45 anos de idade para controlarmos por esses efeitos. Com relação à idade dos filhos, consideramos como “filhos pequenos” aqueles que tinham entre 0 e 10 anos de idade e “filhos maiores” aqueles de 11 a 17 anos⁸.

⁸ Baseamos essas definições no trabalho de Scorzafave (2001). O autor verificou que quanto maior o número de filhos de 0 a 10 anos, menor a probabilidade de a mulher estar inserida no mercado de trabalho, enquanto que ocorre o inverso com os filhos de 11 a 17 anos.

Feitas essas considerações, pela análise do GRÁF. 2.8, constatamos um aumento das taxas de atividade feminina ao longo do período de 1982 a 2007, tanto entre as mães de filhos pequenos, como entre as mães de filhos maiores, sendo que, como esperado, as últimas sempre apresentaram taxas de participação no mercado de trabalho superiores às anteriores. De fato, segundo Bruschini (2006), a despeito do considerável tempo despendido no cuidado com os filhos pequenos, essas mães têm entrado consistentemente no mercado de trabalho ao longo dos anos.

GRÁFICO 2.8

Taxas de atividade feminina segundo a presença de filhos em idades específicas (%) – Mulheres chefes ou cônjuges de 30 a 45 anos – Brasil – 1982 a 2007



Fonte: IBGE/Pnads 1982, 1987, 1992, 1997, 2002 e 2007.

Nesse capítulo, tentamos fornecer um panorama de como a maior inserção feminina no mercado de trabalho se deu de forma generalizada. De fato, mulheres com características distintas apresentaram um comportamento ascendente das suas taxas de atividade no período de 1982 a 2007. Esse aumento foi observado entre as mais novas e as mais velhas, as menos escolarizadas e as mais escolarizadas, entre as brancas, pretas, amarelas e pardas, as urbanas e as rurais, entre as residentes em todas as regiões do país, entre as unidas ou não, entre as mães ou não e entre as mães de filhos pequenos e de filhos maiores.

Essa intensa e constante elevação da PEA feminina, que vem ocorrendo no Brasil desde os anos de 1970, tem sido amplamente investigada e diversos autores procuram argumentos que sustentem tal evolução e, mais que isso, que identifiquem os grupos de mulheres que tiveram maior destaque no aumento da PEA feminina. Nesse sentido, os dados apresentados nesse capítulo, funcionam como um incentivo para a discussão teórica e os exercícios empíricos já realizados no que tange, especialmente, à associação entre a queda da fecundidade e ao aumento da PEA feminina.

3 A RELAÇÃO ENTRE MATERNIDADE E PARTICIPAÇÃO FEMININA NO MERCADO DE TRABALHO

Nesse capítulo, fazemos uma breve exposição dos estudos que analisam a associação entre o aumento da participação feminina na PEA e a redução no número de filhos tidos, enfatizando, assim, o aumento da participação no mercado de trabalho das mulheres-mães, já que reflete o surgimento de uma nova identidade feminina, não mais apenas associada aos afazeres domésticos e ao cuidado com os filhos, mas também voltada para o mercado de trabalho (Bruschini, 1998).

3.1 Tendências históricas e justificativas teóricas

Diante dessa mudança na relação da mulher com o mercado de trabalho, diversos estudos têm sido desenvolvidos na tentativa de elucidar os mecanismos que fazem com que as mulheres estejam cada vez mais presentes no mercado de trabalho. No início dos anos de 1980, acreditava-se que o aumento das taxas de atividade femininas no Brasil se devia a fatores conjunturais e que, portanto, o desemprego e os menores salários dos seus companheiros fariam com que elas procurassem por emprego como estratégia de complementação da renda familiar. Essa justificativa consegue explicar possíveis ajustamentos de curto prazo no nível das famílias, entretanto, não é suficiente para explicar os movimentos de longo prazo dos níveis de atividade femininos (Costa, 1990; Bruschini & Lombardi, 1996; Wajnman, Queiroz & Liberato, 1998).

Na realidade, vários fatores contribuíram para que isso ocorresse. Além de características individuais, familiares e fatores financeiros, conjunturais, demográficos e culturais, também a industrialização e a urbanização favoreceram o ingresso da mulher no mercado.

Do ponto de vista da oferta de trabalho, os movimentos feministas dos anos de 1970 no Brasil trouxeram consigo alterações nos padrões de comportamentos

que culminaram em uma nova identidade feminina, cada vez mais voltada para os trabalhos ditos produtivos. Essa redefinição dos papéis sócio-familiares foi ainda favorecida pela expansão da escolaridade, incluindo o maior acesso feminino ao ensino superior e pela redução da fecundidade, graças à adoção generalizada de métodos contraceptivos. Isto porque as mulheres mais escolarizadas e com nível socioeconômico mais elevado passaram a ter menos filhos, o que aumentou sua disponibilidade para o exercício de atividades econômicas (Costa, 1990; Bruschini & Lombardi, 1996; Wajnman, Queiroz & Liberato, 1998).

Sob a ótica da demanda do mercado, a crescente industrialização de bens e serviços voltados para a alimentação e para o cuidado com as crianças e a urbanização (impregnada de novas idéias e oportunidades) dos anos de 1970 configuraram um período de expressivo crescimento econômico. A maior capacidade de absorção do mercado proporcionada por esse crescimento parece ter favorecido a incorporação das mulheres como força de trabalho. Nos anos de 1980, por outro lado, a expansão dos guetos ocupacionais e das atividades do setor terciário impediu a exclusão das mulheres do mercado de trabalho a despeito das sucessivas crises ocorridas naquela década (Costa, 1990; Bruschini & Lombardi, 1996; Wajnman, Queiroz & Liberato, 1998).

Como vimos, a tendência de aumento da PEA feminina se manteve nos anos de 1990. E, segundo Santos & Moretto (2001), o fato mais expressivo desse movimento foi que ele ocorreu sob um contexto de estagnação econômica (marcado pela ampliação do desemprego, redução nos rendimentos do trabalho, aumento da “informalização” e pela precarização do mercado de trabalho de uma forma geral).

Já na década de 2000, embora não haja um consenso, alguns estudiosos, como Soares & Izaki (2002), sugerem uma tendência de estabilização do tamanho da PEA feminina. Além disso, esses autores destacam dois outros pontos em relação à evolução da participação feminina na PEA: 1) a educação exerce papel fundamental sobre a cada vez maior inserção feminina no mercado de trabalho (segundo Soares & Izaki (2002), a educação explica cerca de 50% da variação na participação das mulheres); 2) as taxas de atividades das mulheres cônjuges

continuarão a crescer a uma velocidade superior às das mulheres chefes de família.

Analisando as alterações nos perfis das mulheres trabalhadoras, Bruschini (1998) também ressalta essa “revolução” das mulheres casadas: se até fins dos anos de 1970, as trabalhadoras eram majoritariamente jovens, solteiras e sem filhos, em meados da década de 1990, elas eram mais velhas, casadas e mães. Para a autora, essa mudança no perfil etário da PEA feminina acompanhada pela maior participação das mulheres cônjuges na PEA sugere que as responsabilidades familiares não mais impedem que as mulheres trabalhem fora de casa, como era até os anos de 1970.

Esse aumento das taxas de atividade das mulheres casadas e mães pode ser conseqüência de uma pressão econômica que traz consigo a necessidade de complementação da renda familiar, mas sem dúvida, é também fruto de um intenso processo de modernização tecnológica e cultural pelo qual vem passando a sociedade brasileira desde fins da década de 1970. Fazem parte desse processo, as mudanças na identidade feminina e nas relações familiares, o menor número de filhos e o maior acesso das mulheres à educação (Bruschini, 1998).

Na seção a seguir, apresentamos uma breve discussão acerca desses novos valores relativos ao papel social da mulher, cada vez mais voltados para o mercado de trabalho.

3.2 A ‘nova velha’ divisão sexual do trabalho

Ao longo dos tempos, homens e mulheres contribuíram, cada um com suas funções, para a produção e reprodução da vida social. Tais responsabilidades sempre foram ditadas, especialmente, pelos valores sociais presentes em cada época e sociedade em particular. Dessa forma, em todas as sociedades, desenvolvidas ou não, os indivíduos ocupam postos de trabalho adequados às suas condições físicas e sociais, o que acaba por gerar uma diferenciação sexual do trabalho. Tal diferenciação ainda é reproduzida no âmbito da família e reflete o *status* de cada membro dentro dessa hierarquia, o que reforça a idéia do homem

como provedor da renda familiar e da mulher como responsável pelos afazeres domésticos e pelo cuidado com os filhos (Dias-Júnior, 2007).

Desde os anos de 1970, entretanto, nota-se um intenso movimento no sentido de transformar o papel social da mulher na sociedade brasileira. E a maior prova disso é a cada vez mais significativa presença feminina no mercado de trabalho. No entanto, para Bruschini (1998), apesar das expressivas alterações na oferta de trabalho feminina, elas continuam sendo as principais responsáveis pelas tarefas domésticas e pelo cuidado com os filhos e essas continuidades dificultam a dedicação das mulheres ao trabalho e as colocam sempre em posição de desvantagem no mercado. De fato, como afirma Dias-Júnior (2007), basta analisarmos as desigualdades de renda e poder, para percebermos o quanto estamos distantes da igualdade de gênero.

Isto acontece porque enquanto a participação do homem no mercado de trabalho depende, em grande medida, apenas das suas características individuais, como idade e escolaridade, a inserção feminina como força de trabalho depende não apenas desses atributos, mas também das suas características familiares, como presença de adultos, renda de outros membros, sua posição na hierarquia familiar e número e idade dos filhos (Scorzafave, 2001). Assim, quando se trata de mulheres, a experiência laboral implica sempre na combinação, entre trabalho e família, seja pela articulação ou pela superposição dessas atividades (Bruschini, 2007).

Diante dessas novas configurações dos papéis sociais femininos, Hirata & Kergoat (2007) definem modelos que retratam as diversas formas em que a “idéia de complementaridade” das funções sociais entre os sexos aparece. No “modelo tradicional”, as mulheres assumem os papéis familiares e domésticos e aos homens cabe o papel de provedor da renda familiar. No “modelo de conciliação”, apenas as mulheres conciliam a vida familiar à vida profissional. Com o objetivo de evidenciar a natureza incoerente dessas responsabilidades femininas simultâneas, alguns estudiosos não utilizam o termo “conciliação” para se referirem a esse modelo, mas utilizam termos como “conflito”, “tensão” ou “contradição”. No “modelo de parceria”, há mais uma lógica de conciliação de papéis que de conflito. Nesse modelo, as relações entre os sexos são pautadas

pela igualdade de poder e, portanto, o casal participa igualmente das tarefas domésticas. Mas, segundo as autoras, esse modelo não reflete a realidade das práticas sociais, já que, embora o perfil das mulheres trabalhadoras revele uma nova identidade feminina voltada tanto para o mercado quanto para a família, o fato de as atividades domésticas e o cuidado familiar permanecerem como uma responsabilidade da mulher sugere a continuidade dos modelos familiares tradicionais, ou seja, dos modelos “de conciliação”, ou “de conflito”, que sobrecarregam as mulheres trabalhadoras, especialmente as mães de filhos pequenos (Bruschini, 2007). Segundo Araújo & Scalón (2006), a divisão sexual dos afazeres domésticos permanece como um dos aspectos menos sujeitos às mudanças na sociedade moderna.

Dentro desse contexto, as dificuldades de conciliação entre as atividades profissionais e as domésticas e familiares constituem um dos pilares das análises sociais que envolvem as mulheres (Dias-Júnior, 2007). Goldin (1997) estudou a evolução das preferências das mulheres norte-americanas com curso superior, em relação à constituição de família e/ou à manutenção de uma carreira profissional, ao longo do século XX. Segundo a autora, atualmente, as mulheres graduadas querem ter uma carreira profissional e também não querem abrir mão da maternidade. O objetivo do seu trabalho foi entender as escolhas feitas pelas coortes mais recentes de mulheres graduadas (entre trabalho ou filhos) como uma função das sucessivas mudanças ocorridas desde o início daquele século.

De fato, Goldin (1997) observou que, ao longo do tempo, as decisões das mulheres oscilaram entre família e trabalho, sendo que as coortes mais novas passaram gradualmente a dar maior valor ao trabalho, em comparação às coortes mais velhas. Para chegar a essa conclusão, ela analisou as escolhas feitas por cinco coortes de mulheres norte-americanas graduadas entre 1900 e 1995 e como as restrições por elas enfrentadas mudaram ao longo do último século.

Na primeira coorte (graduadas entre 1900 e 1919), a maioria das mulheres escolheu “trabalhar ou constituir família” e, quando a escolha era trabalhar, normalmente era como professora. A segunda coorte de mulheres (graduadas entre 1920 e 1945) apresentou taxas de casamento e de fecundidade maiores que aquelas da coorte anterior, mas a proporção de mulheres fazendo faculdade

há quatro anos ou mais não aumentou muito. Essa coorte se caracteriza como uma ponte entre a primeira e a terceira coortes. Com relação às mulheres da terceira coorte (graduadas entre 1946 e 1965), a faculdade proporcionou a oportunidade de combinar família com emprego remunerado (geralmente como professoras). No caso dessa coorte, de acordo com Goldin (1997), a graduação aumentou as chances dessas mulheres se casarem com os homens mais bem-remunerados entre aqueles graduados. Contudo, os retornos (em termos de salários) à educação das mulheres com curso superior eram baixos em relação aos custos de oportunidade dos seus quatro anos de graduação. Ainda assim, para a autora, essa coorte de mulheres com curso superior foi essencial para o ressurgimento do movimento feminista. A quarta coorte (graduadas entre 1966 e 1979) foi a primeira que teve uma considerável proporção de mulheres que escolheram o caminho da carreira profissional. Segundo Goldin (1997), 29% das mulheres que tinham entre 14 e 24 anos em 1968 ainda não tinham tido seu primeiro filho em 1991, quando tinham entre 37 e 47 anos de idade. Finalmente, a graduação parece proporcionar a igualdade entre homens e mulheres quando a autora analisa a quinta e última coorte (graduadas entre 1980 e 1995). Nessa coorte, diferentemente das anteriores, as mulheres não programavam sua vida profissional em função da maternidade e vice-versa. Isto porque elas não queriam correr o risco de não realizar um desses objetivos ao longo da vida. De acordo com Goldin (1997), para essa geração de mulheres, o curso superior abriu portas que se mantiveram fechadas para todas as coortes anteriores, mas elas ainda assim, parecem estar insatisfeitas⁹.

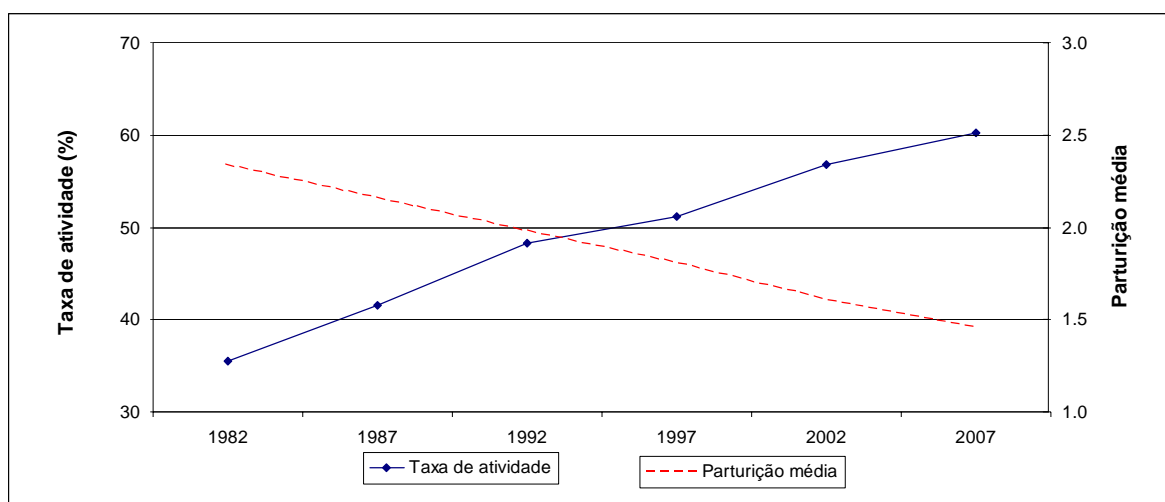
Diante das dificuldades de se conciliar maternidade e trabalho, as mulheres têm quatro opções: não trabalhar para cuidar dos filhos e da casa; ter empregos que não exigem tanta dedicação – escolha que determina as desvantagens femininas no mercado de trabalho, uma vez que são ocupações que, em geral, oferecem piores condições de trabalho e de vida; adiar a maternidade em prol da profissão; ou, por último, desistir da maternidade em prol da carreira (Dias-Júnior, 2007). Em

⁹ Segundo a própria autora, a conclusão de que essas mulheres parecem descontentes, embora perfeitamente factível, é baseada em uma amostra pequena, constituída de seus 1356 colegas de graduação em economia e outras pessoas não-graduadas com as quais ela teve contato, além da impressão de vários professores que fizeram parte da formação dessa geração de mulheres graduadas após 1980.

todas essas opções, observamos a incompatibilidade entre ter filhos e trabalhar, seja por uma questão de preferência da mulher (cada vez mais presente na sociedade moderna) e/ou pelas dificuldades de se conciliar ambas as decisões. Com o intuito de ilustrar o *trade-off* presente nesse processo decisório, plotamos no GRÁF. 3.1, a parturição média e as taxas de atividade das mulheres brasileiras de 15 a 64 anos, chefes ou cônjuges¹⁰, nos anos quinquenais compreendidos no período 1982-2007. Pela análise do gráfico, visualizamos, a cada vez maior inserção das mulheres no mercado de trabalho e, concomitantemente, o fato de que as mulheres têm tido, cada vez menos filhos.

GRÁFICO 3.1

Parturição média e taxas de atividade – Mulheres chefes ou cônjuges de 15 a 64 anos – Brasil – 1982 a 2007



Fonte: IBGE/Pnads 1982, 1987, 1992, 1997, 2002 e 2007.

A concomitância entre a queda da fecundidade e o aumento da PEA feminina, embora apresente *timings* distintos dependendo do tempo e local analisados¹¹,

¹⁰ Já que, apenas para essas mulheres, é possível obter as informações sobre parturição.

¹¹ Destaca-se, entretanto, o fato de que, em diversos países desenvolvidos, já se verifica uma inversão da relação maternidade-emprego desde os anos de 1980. Até meados dessa década observava-se, nos países desenvolvidos, uma relação inversa entre a fecundidade e a participação feminina no mercado de trabalho. Entretanto, por volta de 1985, essa relação se inverte de tal forma que o fato de as mulheres terem filhos deixa de ser fator decisivo na sua entrada e/ou permanência no mercado de trabalho. Segundo Engelhardt et. al (2004), mudanças institucionais ocorridas nesses países desenvolvidos, referentes à disponibilidade de creches e escolas para crianças pequenas e às atitudes em relação ao trabalho das mulheres, devem ter contribuído para reduzir a incompatibilidade entre ser mãe e ter um emprego. Contudo, nos primeiros anos do século XXI, a inversão da relação entre a TFT e a taxa de participação feminina

pode ser observada em diversos lugares do mundo e, inclusive por isso, tem sido base para o desenvolvimento de algumas teorias a esse respeito. Sendo assim, desde as primeiras evidências da simultaneidade entre o declínio da fecundidade e a maior inserção feminina no mercado de trabalho, muitos estudiosos tentam entender a relação entre esses eventos, além de procurar determinar uma relação de causalidade entre eles (Dias-Júnior, 2007).

De uma forma geral, segundo a abordagem sociológica, o arcabouço teórico desenvolvido se pauta na incompatibilidade entre os papéis de dona-de-casa e “trabalhadora” enfrentada pelas mulheres (como discutido nessa seção). Do ponto de vista econômico, a análise é pautada nos custos envolvidos em se ter um filho. Dada a difícil tarefa de determinação da direção causal da relação filhos-trabalho para as mulheres (visto que, em geral, essas decisões não são tomadas independentemente), temos, de um lado, dentro dessa abordagem econômica, as teorias que versam sobre a demanda por filhos e, portanto, sobre os custos de produção e criação destes (que inclui o tempo despendido pela mãe no cuidado com os filhos); e, de outro, aquelas que tratam da oferta de trabalho como uma decisão que depende dos custos de oportunidade (mulheres com filhos, por exemplo, tendem a ter um custo de oportunidade superior à daquelas sem filhos). Na seqüência, apresentamos brevemente alguns aspectos que caracterizam essas duas abordagens econômicas.

3.3 Antecedentes teóricos da relação entre maternidade e trabalho

3.3.1 A teoria neoclássica da demanda por filhos

A fim de entender a relação entre filhos e mercado de trabalho, deve-se compreender, primeiramente, as motivações que levam os indivíduos a terem filhos e, por outro lado, aquelas que fazem com que os indivíduos decidam não tê-los. Tais motivações podem variar bastante dependendo do período, da região e do grupo populacional de estudo e isso pode ser verificado especialmente se

na força de trabalho ainda não ocorreu no Brasil, talvez porque as mudanças institucionais citadas por Engelhardt et. al (2004), relacionadas especialmente à disponibilidade de creches, não sejam uma realidade brasileira.

analisamos desde as primeiras teorias de crescimento populacional e de demanda por filhos.

A teoria da demanda por filhos de Becker (1960) teve sua origem na teoria de crescimento populacional Malthusiana, segundo a qual o tamanho da família estaria diretamente relacionado à sua renda. Becker (1960) generaliza a teoria de Malthus, introduzindo um novo elemento nessa discussão: a qualidade dos filhos¹². Analisando a relação quantidade-qualidade dos filhos, Becker (1960) acredita que um aumento na renda deveria aumentar tanto a quantidade de filhos quanto a qualidade destes, sendo que a elasticidade-renda da quantidade, embora em geral, devesse ser positiva, seria pequena (o que difere da alta elasticidade-renda da quantidade na qual Malthus acreditava), especialmente se comparada à elasticidade da qualidade.

Desde então, diversos estudos têm procurado entender o *trade-off* entre a qualidade e a quantidade dos filhos (De Tray, 1973; Becker & Lewis, 1973; Becker & Tomes, 1976; Rosenzweig & Wolpin, 1980; Becker, 1991; Lundholm & Ohlsson, 2002). Com esse objetivo, Becker (1991) define os filhos como “bens produzidos” no interior da família por meio do consumo de bens e serviços de mercado e da dedicação de, pelo menos, parte do tempo dos pais, especialmente das mães. Em seu modelo, a demanda de uma família por filhos depende do preço relativo destes e da renda total familiar, de tal forma que um aumento relativo no preço das crianças reduz a demanda por filhos e aumenta a demanda por outros bens, *ceteris paribus*.

De acordo com Becker (1991), o preço relativo dos filhos é afetado por diversos fatores como, por exemplo, pelos programas assistencialistas. Na medida em que esses programas oferecem ajuda às mães de filhos dependentes, o custo de oportunidade do tempo gasto com os filhos diminui e, dessa forma, a mãe passa a ter um incentivo para não trabalhar. Outro fator que, segundo Becker (1991), afeta significativamente o custo relativo dos filhos é o valor do tempo das mulheres casadas, já que o custo do tempo da mãe compreende a maior parte do custo total de produção e criação dos filhos.

¹² Entendendo por qualidade da criança, o capital humano investido pelos pais e acumulados por elas, especialmente em termos de saúde e educação.

Aqui, observamos a relevância da teoria da demanda por filhos de Becker (1991) para o desenvolvimento do presente estudo. No seu modelo, o tempo despendido pela mãe no cuidado com os filhos compreende a maior parte dos custos envolvidos com a sua produção e criação. Por isso, segundo Becker (1991), fatores como o aumento nos salários femininos no último século, aumentaram o custo de oportunidade de ter filhos e, dessa forma, contribuíram tanto para a maior participação feminina no mercado de trabalho quanto para a queda na fecundidade.

No entanto, considerando os filhos como bens que têm uma elasticidade-preço pequena já que eles não têm substitutos próximos, para Becker (1991), não seria de se esperar mudanças tão significativas na fecundidade em um curto período de tempo, como aquelas ocorridas em muitos países (fatores como o aumento salarial feminino, ou os programas assistencialistas não conseguem sozinhos explicar tal fato). Como exemplos o autor cita, entre outros países, os Estados Unidos e o Japão. Enquanto o primeiro experimentou um declínio na taxa de nascimento de 38% entre 1960 e 1972 e de 24% nos anos de 1920, no Japão a taxa de fecundidade total sofreu uma redução de 45% nos anos de 1950.

Becker (1991) acredita que a explicação para uma queda tão brusca da fecundidade está na interação entre quantidade e qualidade dos filhos. Seu argumento gira em torno do fato de que os pais são altruístas em relação aos seus filhos e, por isso mesmo, a utilidade dos pais depende não apenas do seu próprio consumo, mas também do número de filhos e da utilidade de cada um deles. Assim, dentro dessa perspectiva e retratando o *trade-off* qualidade-quantidade de Becker (1991), um aumento no preço relativo dos filhos pode explicar não apenas o significativo aumento na qualidade das crianças, como também o forte declínio da fecundidade (quantidade).

Vale destacar que essa visão economicista da demanda por filhos, embora seja muito influente na literatura, tem recebido várias críticas, especialmente dos sociólogos. Segundo Blake (1968), por exemplo, Becker peca por não considerar o contexto reprodutivo institucional no qual a família está inserida, já que, para ela a utilidade envolvida na decisão de ter filhos depende, em grande medida, desse contexto. Corroborando com sua crítica, a autora verificou, utilizando dados para

os Estados Unidos, que o sinal da relação entre renda e demanda por filhos varia entre católicos e não católicos. Gauthier (2001), outro crítico do modelo de Becker, acredita que as principais hipóteses do modelo são muito questionáveis. Primeiramente, porque de acordo com o modelo clássico, os indivíduos têm acesso à informação completa sobre os custos e benefícios de se ter um filho (quando na verdade, um contexto de informação imperfeita parece ser o caso) e, em segundo lugar, porque essa é uma decisão economicamente racional (quando a racionalidade depende não apenas dos contextos econômico e social, mas também, da percepção individual).

Assim como essa discussão acerca da demanda por filhos revela a relação existente entre maternidade e trabalho feminino, as teorias de oferta de trabalho, por outro lado, também mostram essa relação. Nesse sentido, a próxima subseção pretende complementar os aspectos teóricos envolvidos na associação filhos-trabalho, versando agora sobre a teoria neoclássica de oferta de trabalho.

3.3.2 A teoria neoclássica de oferta de trabalho

De acordo com a teoria neoclássica de oferta de trabalho, a decisão individual de trabalhar é tomada com base em uma função de utilidade na qual os argumentos são a quantidade de bens e de lazer que se deseja consumir e os atributos individuais. A maximização dessa utilidade está sujeita a uma restrição orçamentária que, por sua vez, é influenciada pela renda do não-trabalho, pelo tempo total disponível e pelos preços dos bens e do lazer (Blundell & Macurdy, 1999). Assim, para compreendermos a decisão de participação no mercado de trabalho, precisamos saber, basicamente, o quanto o indivíduo exige de remuneração adicional para abrir mão de uma hora de lazer, quando não está trabalhando.

De outra forma, nesse modelo, um indivíduo se dispõe a trabalhar apenas se o salário oferecido pelo mercado, no mínimo, compensa a sua perda em termos do tempo que ele tem para realizar outras atividades extra-laborais. Esse valor

salarial mínimo necessário para que o indivíduo abra mão de uma hora de “lazer”¹³ é denominado salário de reserva.

Diversos fatores afetam esse salário e, conseqüentemente, a decisão individual de integrar a força de trabalho. Mulheres com filhos pequenos, por exemplo, tendem a exigir do mercado uma remuneração superior à daquelas que não são mães. Isto porque o salário das mulheres-mães deve compensar a sua menor disponibilidade para com os filhos ou permitir que eles sejam colocados em uma creche; por outro lado, um aumento salarial para as mulheres eleva o custo de oportunidade de se ter filhos, o que pode aumentar a participação feminina no mercado de trabalho (Scorzafave, 2001). Observamos, no entanto, que a mulher tem mais alternativas de uso do seu tempo em relação aos homens: enquanto a maioria destes divide seu tempo entre trabalho e lazer, as mulheres o dividem entre o mercado de trabalho, os trabalhos domésticos e o lazer (Killingsworth & Heckman, 1986). Dessa maneira, os modelos de oferta de trabalho que consideram a alocação do tempo entre os membros familiares, já revelam a incompatibilidade entre filhos e trabalho das mães, uma vez que os filhos demandam tempo e dedicação.

Com base nas teorias clássicas, tanto de demanda por filhos quanto de oferta de trabalho, observamos que a relação entre fecundidade e participação feminina no mercado de trabalho é tema de um intenso debate, especialmente no que se refere à direção causal dessa associação. Por isso, a seção seguinte.

3.4 A direção de causalidade

Com base em tudo o que foi dito até o momento, determinar o quanto a maternidade afeta a participação no mercado de trabalho ou o contrário, não configura uma tarefa simples, principalmente porque, em geral, as fontes de dados disponíveis não têm a informação das datas que contam as histórias de parturição e de trabalho para um mesmo indivíduo. Sendo assim, torna-se difícil a identificação do que é causa e o que é efeito na relação entre fecundidade e

¹³ Por lazer, entendem-se quaisquer atividades não relacionadas ao trabalho; dessa forma, estão incluídos, quando for o caso, os afazeres domésticos e o cuidado com os filhos, por exemplo.

oferta de trabalho feminina. Além disso, a situação presente da mulher é resultado de uma trajetória marcada não apenas por planos e desejos, mas também, por infortúnios. E o fato do nascimento de um filho ser planejado ou não, por exemplo, pode ter efeitos distintos sobre a história de trabalho feminina (Dias-Júnior, 2007).

De acordo com Angrist (1998), a dificuldade de se identificar a direção causal entre ter filhos e trabalhar se deve ao fato de que essas decisões são tomadas simultaneamente, o que torna ambos os eventos, endógenos. Ademais, as preferências das mulheres (fato não captado pelas pesquisas) em relação a trabalho e filhos podem variar muito (de tal forma que há mulheres que preferem ter filhos a trabalhar e vice-versa) e a simples comparação entre mulheres com preferências diversas, implicaria em uma relação negativa entre fecundidade e oferta de trabalho, mesmo inexistindo qualquer efeito causal de filhos sobre participação (Pazello & Fernandes, 2004).

Assim, devido às dificuldades de uma inferência causal nessa associação¹⁴, existem, por um lado, modelos de oferta de trabalho que tratam variáveis relacionadas ao número e idade dos filhos como variáveis explicativas nas equações de horas trabalhadas dos pais (Maron & Meulders, 2007¹⁵); e, por outro lado, há modelos que colocam os salários e outras medidas de engajamento laboral como variáveis explicativas em equações de fecundidade (Papapetrou, 2004). Esses métodos convencionais, entretanto, estimam apenas a associação filhos-trabalho.

Mais recentemente, têm sido realizados estudos que investigam não apenas as variáveis associadas à presença feminina no mercado de trabalho e a magnitude dessa associação, mas tentam mensurar o efeito de uma determinada variável sobre o trabalho feminino e entre essas variáveis, merece destaque aquelas relacionadas à maternidade (Angrist & Evans, 1998; Pazello & Fernandes, 2004; Pazello, 2006). Em se tratando do efeito de filhos sobre a participação das mães, como os métodos de estimação convencionais não dão conta desse efeito (já

¹⁴ Já que há motivos para acreditar que fecundidade e oferta de trabalho são conjuntamente determinadas (Goldin, 1990).

¹⁵ MARON, L.; MEULDERS, D. The child effect on parents employment in Europe. Versão preliminar. Mar. 2007.

que, muitas vezes, essas decisões são tomadas conjuntamente), métodos baseados em experimentos naturais vêm sendo empregados com esse propósito.

Como, nesse estudo, pretendemos estimar o efeito de filhos sobre a participação das mães no mercado de trabalho, no restante desse capítulo, discorreremos sobre a estimação, propriamente dita, do efeito de filhos sobre a participação das mães no mercado de trabalho, além de mostrar o que tem sido feito dentro dessa temática.

3.5 O efeito de filhos sobre a oferta de trabalho feminina: como estimar e breve revisão empírica

3.5.1 Como lidar com o problema da endogeneidade

A simultaneidade causal presente na relação filhos-trabalho para as mulheres, não permite qualquer inferência de causalidade com base em estimadores convencionais. Em geral, para solucionar esse problema, lança-se mão do uso de experimentos naturais. Na literatura aplicada ao tema, foram utilizados três métodos baseados em experimentos naturais: o nascimento de gêmeos na primeira gestação (Pazello, 2006), a ocorrência de natimortos (Pazello & Fernandes, 2004) e a maior probabilidade de nascimento de outro filho se os anteriores são do mesmo sexo (Angrist & Evans, 1998; Cruces & Galiani, 2003; Campêlo & Silva, 2005)¹⁶.

Uma ressalva quanto à utilização de experimentos naturais se encontra no fato de que, em geral, esse tipo de abordagem impõe um *trade-off* entre a validade interna e a validade externa das estimativas obtidas. A validade interna é garantida quando o experimento acontece aleatoriamente na população e não há contaminação entre os grupos de tratamento (que experimentaram o evento) e controle (grupos com características similares às do grupo de tratamento, mas que não experimentaram o evento). Em Angrist & Evans (1998), por exemplo, a

¹⁶ Além desses eventos, há estudos que utilizam variáveis institucionais como instrumentos para a fecundidade, tais como: a legalização do aborto (Angrist & Evans, 1996; Boom et. al., 2007) e mudanças na legislação relacionada à pílula, que passou a permitir o acesso ao contraceptivo à menores de 21 anos sem a necessidade de consentimento dos pais (Bailey, 2005).

validade interna é alcançada se, de fato, os pais cujos dois primeiros filhos do mesmo sexo têm características semelhantes aos pais cujos dois primeiros filhos são de sexos diferentes, o que garante a aleatoriedade do experimento. Já, a validade externa é assegurada quando a estimativa pode ser generalizada a uma população maior que aquela sob o efeito do experimento. No caso de Angrist & Evans (1998), as estimativas do efeito de um terceiro ou mais filhos sobre a participação das mães no mercado de trabalho obtidas com base na preferência dos pais por filhos de ambos os sexos, se referem apenas às mães (de dois ou mais filhos) que tiveram, pelo menos, mais um filho após terem tido dois meninos ou duas meninas e, por outro lado, àquelas que não tiveram mais filhos após terem tido um casal de filhos.

Entretanto, quando se considera a preferência dos pais por filhos de ambos os sexos, mesmo havendo o problema da não garantia da validade externa, isso ocorre em menor grau, uma vez que a preferência dos pais por filhos de ambos os sexos é um evento mais comum na população exposta ao risco, especialmente, em comparação aos eventos 'natimorto' e 'gêmeos'. Por isso, em se tratando da estimação do efeito de filhos sobre a participação das mães no mercado de trabalho baseadas nos experimentos relacionados à ocorrência de natimortos e ao nascimento de gêmeos, o *trade-off* entre a validade interna e a validade externa é mais acentuado. Dado que esses constituem eventos raros, eles representam uma tentativa extrema de maximizar a validade interna – exogeneidade, mas que freqüentemente resulta em uma perda significativa de validade externa – capacidade de generalização (Verona, 2004).

Assim, a ocorrência de natimortos apresenta tanto o problema da validade interna, quanto o da validade externa. O fato de que a ocorrência de natimortos pode estar associada à renda da família, significa que o instrumento não deve ser, de fato, exógeno. Por isso, estudos que utilizem os natimortos como um experimento natural devem controlar pelas características observáveis que determinam a renda (Pazello & Fernandes, 2004). Já, o problema decorrente da impossibilidade de generalização das estimativas além de estar relacionado à raridade do evento¹⁷, também se deve ao fato de que a variação na fecundidade

¹⁷ Por se tratar de um instrumento relacionado a problemas de fecundidade (Iacovou, 2001).

induzida pelo nascimento de um natimorto pode não ser generalizada a variações na fecundidade provocadas por outras causas ou a mulheres com pouca propensão a ter filhos natimortos (Moffitt, 2003).

A preocupação com a validade externa também surge em experimentos que utilizam dados de gêmeos. Isto porque é sempre necessário retirar uma sub-amostra da população: famílias que tenham casos de gêmeos. Tais famílias podem ter características (muito) diferentes do restante da população e, por isso, mesmo que a validade interna (exogeneidade) seja garantida, os resultados não podem ser generalizados para uma população maior (Moffitt, 2003; Verona, 2004)¹⁸.

Nossa estratégia de estimação

Em nosso estudo, tal como já discutido, estamos interessados no efeito que os filhos possam ter sobre a participação das mães no mercado de trabalho e na evolução desse efeito desde os anos de 1990. Para tanto, utilizamos os três eventos aleatórios mencionados anteriormente (ocorrência de natimortos, nascimento de gêmeos e o fato de os dois primeiros filhos terem o mesmo sexo) como experimentos naturais. Isto porque queremos observar esse efeito em mães com diferentes parturições. Melhor dizendo, há motivos para acreditar, por exemplo, que o primeiro filho é aquele com o efeito mais forte sobre as decisões da mãe de entrar no mercado de trabalho ou mesmo de continuar trabalhando (Lérida, 2006). Assim, considerando que cada filho possa apresentar um efeito diferenciado sobre a decisão laboral das mães, realizamos três exercícios, utilizando: 1) a ocorrência de natimortos como uma *proxy* para estimar o efeito do primeiro filho sobre a participação das mães no mercado de trabalho; 2) o nascimento de gêmeos na primeira gestação como uma *proxy* para estimar o efeito do segundo filho sobre essa participação e 3) a preferência dos pais por uma prole sexualmente diversificada como um instrumento, para estimar o efeito

¹⁸ O termo “validade externa” pode se referir também à replicação das estimativas causais em novos conjuntos de dados. Segundo Angrist (2003), ultimamente, a validade externa de modelos causais tem sido estabelecida mais pela replicação em novos contextos e pelo emprego de novos instrumentos, que pelo uso de novos métodos econométricos.

de um filho adicional a partir do terceiro sobre a participação das mães no mercado de trabalho.

Embora esses exercícios forneçam informações relevantes acerca do efeito dos filhos sobre a decisão laboral de suas mães, ainda podem surgir questionamentos em relação à validade externa das estimativas obtidas, especialmente no caso dos natimortos e gêmeos. Isto porque, como dito na seção anterior, embora esses experimentos naturais sejam eficientes e consistentes, pode ser que eles sejam tão raros e, portanto, tão específicos de um determinado grupo de mulheres, que as estimativas que eles fornecem não podem ser generalizadas. Além disso, por estarmos trabalhando com duas *proxies* para um aumento exógeno na fecundidade, o efeito de filhos estimado inclui o próprio efeito de experimentar o evento. Ou seja, isso significa que, no caso em que estimamos o efeito do segundo filho utilizando como *proxy* o nascimento de gêmeos, o efeito encontrado capta também o próprio impacto de “ter gêmeos” sobre a participação feminina no mercado de trabalho; o que é diferente de ter dois filhos em períodos distintos.

Assim, os diferenciais entre os efeitos do primeiro, do segundo e do terceiro ou mais filhos podem estar refletindo não apenas o impacto de cada ordem de nascimento do filho sobre a participação laboral feminina, como também, o fato de estarmos utilizando metodologias diferenciadas; o que pode afetar a comparabilidade dos resultados.

Para lidar com esses possíveis questionamentos, precisamos obter ao menos uma variável que possa ser utilizada em todas as transições de maternidade contempladas nessa tese: progressão de 0 para 1 filho, de 1 para 2 filhos e de 2 para 3 ou mais filhos. Entre os eventos já mencionados, uma possibilidade é a ocorrência de natimortos, já que representa o ‘não nascimento’ de um único filho. Isso nos permite comparar mulheres sem filhos que tiveram natimortos a mulheres com um filho que nunca tiveram natimortos (efeito do primeiro filho), mulheres com um filho que tiveram natimortos a mulheres com dois filhos que nunca tiveram natimortos (efeito do segundo filho) e, finalmente, mulheres com dois filhos que tiveram natimortos a mulheres com três ou mais filhos que nunca tiveram natimortos (efeito do terceiro filho). Mas, tal exercício é possível apenas se tivermos alguma informação referente à data em que a mulher teve esse

natimorto. Isto porque, no caso da estimação do efeito do segundo filho, por exemplo, nos interessa comparar as mulheres com dois filhos apenas às mulheres com um filho que tiveram algum natimorto **recentemente**. Já que, com o passar do tempo, o efeito de ter tido um filho que nasceu morto sobre a inserção laboral feminina tende a se reduzir (Pazello & Fernandes, 2004).

Além do evento natimorto (perda fetal a partir dos 7 meses de gestação), utilizamos outros eventos relacionados ao óbito de um filho como *proxies* para a fecundidade: o aborto (perda fetal antes dos 7 meses de gestação) e o óbito de, pelo menos, um filho antes deste completar 7 dias de vida (mortalidade neonatal precoce), 28 dias de vida (mortalidade neonatal) e 365 dias de vida (mortalidade infantil). No caso da utilização da ocorrência de aborto espontâneo como *proxy* para a fecundidade, precisamos da mesma informação necessária ao uso do evento natimorto: a data em que isso ocorreu. Já, para a construção das variáveis relacionadas ao óbito de um filho nascido vivo, necessitamos de uma informação bastante rara nas fontes de dados brasileiras: a idade em que o filho faleceu. Com essas informações, criamos *proxies* para a fecundidade que também podem ser utilizadas nas amostras de mulheres em todas as parturições. Ao realizarmos esse exercício, estamos, grosso modo, eliminando as diferenças entre os efeitos do primeiro, segundo e terceiro filhos que se devem ao emprego de distintas metodologias.

A seguir, temos uma seção onde realizamos uma breve revisão de trabalhos que, assim como nós, estimaram o efeito da maternidade sobre a participação feminina no mercado de trabalho, lançando mão de experimentos naturais.

3.5.2 Revisão metodológica empírica: estudos que utilizaram experimentos naturais na mensuração do efeito de filhos sobre a participação das mães no mercado de trabalho

Em geral, os estudos que estimam o efeito da maternidade sobre a oferta de trabalho feminina, baseiam-se na teoria econômica de Becker (1965). Segundo essa teoria, a oferta de trabalho feminina depende do custo de oportunidade por elas enfrentado. Dessa forma, uma mulher cujo filho é pequeno deve ter um custo de oportunidade superior ao de uma mulher sem filhos ou, mesmo com filhos

maiores, já que os filhos (especialmente, os menores), são mais intensivos em tempo e, portanto, sua decisão de ofertar trabalho se torna mais difícil ou, pelo menos, mais dependente de melhores condições financeiras que permitam que ela delegue os cuidados com os filhos a outrem. Tendo isso em mente, damos prosseguimento à nossa revisão dos estudos que utilizaram experimentos naturais na estimação do efeito de filhos sobre a oferta de trabalho feminina.

A utilização de experimentos naturais como estratégia de estimação do efeito de filhos sobre o engajamento laboral dos pais é ainda recente, especialmente se consideramos a ocorrência de natimortos. Baseada na hipótese de aleatoriedade do evento natimorto¹⁹. Pazello & Fernandes (2004) propõem o seu emprego como um instrumento para a fecundidade. A idéia implícita nessa estimação é comparar uma mulher que tenha um ou mais filhos com outra que tentou ter filhos, mas não conseguiu (teve pelo menos um natimorto). Com isso, assume-se que essas duas mulheres têm preferências *ex-antes* similares, já que o desejo de ter filhos foi um sentimento comum para ambas. Assim, utilizando dados da década de 1990 para o Brasil, a autora estimou o efeito da maternidade (comparando mulheres com e sem filhos) sobre três variáveis de engajamento da mulher no mercado de trabalho: participação, jornada e salário-hora. Dentre os resultados, Pazello & Fernandes (2004) encontraram um impacto negativo da maternidade sobre a participação feminina no mercado, que variou entre -10% e -11% para as mulheres de 15 a 52 anos (sendo que esse impacto não variou com o número de filhos e diminuiu no longo prazo). Também a jornada de trabalho das mulheres sofreu um efeito negativo, no sentido de que as mulheres sem filhos apresentam jornadas de trabalho superiores àquelas com filhos. A autora encontrou que as mulheres de 15 a 52 anos, sem filhos, apresentam, em média, jornadas de trabalho superiores entre 7% e 13% à daquelas estimadas para as mulheres com filhos (magnitude que varia com o número de filhos e aumenta no longo prazo). Já, em relação ao salário-hora auferido pela mulher, Pazello & Fernandes (2004) observaram que no longo prazo não há diferença entre as mulheres sem filhos e

¹⁹ A ocorrência de natimortos pode não ser aleatória, visto que pode estar negativamente correlacionada com a renda. No entanto, se consideramos que essa correlação seja determinada por variáveis observáveis (como educação, renda, etc) o efeito estimado pode ser controlado.

as mulheres-mães, evidenciando que a saída do mercado em razão da maternidade não afeta os rendimentos futuros das mulheres.

O emprego de dados de gêmeos na análise do efeito causal filhos-trabalho é um pouco mais freqüente na literatura. Bronars & Grogger (1994) utilizaram o nascimento de gêmeos para estimar os impactos socioeconômicos de filhos não planejados (já que os gêmeos são um experimento natural envolvendo uma mudança exógena e não planejada da fecundidade). Eles se basearam no estudo de Rosenzweig & Wolpin (1980) – os quais estimaram o efeito de gêmeos sobre a escolaridade dos filhos e os gastos domiciliares em duráveis, dentro de uma análise mais ampla do *trade-off* qualidade-quantidade dos filhos – e analisaram as conseqüências de um nascimento não planejado sobre as decisões futuras das mulheres (mães solteiras) em relação a ter mais filhos, se casar, estudar e trabalhar, dentre outras coisas. Dos resultados encontrados pelos autores, destacamos o fato de que quase todas as mulheres mães solteiras experimentaram uma queda substancial na participação no mercado de trabalho após o nascimento de um filho não planejado (sendo que esse efeito é ainda mais negativo quando se tratava de mulheres negras). Bronars & Grogger (1994) também identificaram efeitos negativos de uma maternidade não planejada sobre os rendimentos das mulheres e sobre a renda familiar.

À semelhança de Bronars & Grogger (1994), que estudaram as mães solteiras, Gangadharan & Rosenbloom (1999) utilizaram a variação exógena na fecundidade advinda do nascimento de gêmeos para medir o impacto de um filho não planejado sobre a oferta de trabalho e o rendimento, só que das mulheres casadas. Segundo eles, o nascimento de gêmeos tem efeitos significativamente negativos sobre a participação feminina no mercado de trabalho, apenas nos dois anos seguintes ao evento. Outro resultado interessante: ao mesmo tempo em que a taxa de participação no mercado de trabalho cresceu para as mulheres que não tiveram gêmeos, a magnitude do efeito de nascimento de gêmeos também aumentou substancialmente. Com relação à intensidade do trabalho, se medida pelas horas trabalhadas semanalmente, em geral, os efeitos são pequenos em termos de magnitude e não são estatisticamente significativos; mas se medida pelas semanas trabalhadas no ano, há efeitos negativos de filhos não planejados

principalmente nos anos logo após aquele evento. Segundo os autores, o comportamento paralelo da “participação” e “semanas trabalhadas no ano” e diferenciado das “horas semanais de trabalho” sugere que o ajuste da oferta de trabalho feminina em resposta a um nascimento não planejado ocorre mais através de movimentos de entrada e saída do mercado, do que através de mudanças para empregos com jornadas de trabalho parciais. Ao analisar os rendimentos, Gangadharan & Rosenbloom (1999) também encontraram efeitos negativos do nascimento de filhos não planejados sobre os salários das mulheres.

Pazello (2006) constitui um dos poucos trabalhos nessa linha aplicados ao caso brasileiro. Analisando a década de 1990, ela identificou que um aumento não planejado no número de filhos (mensurado pelo nascimento de gêmeos na primeira gravidez) não tem efeito sobre o salário da mulher, mas tem efeito negativo sobre a participação da mulher no mercado de trabalho embora esse efeito seja de curto prazo. Segundo a autora, considerando mães que tiveram filhos há, no máximo, 2 anos, o nascimento de gêmeos diminui em cerca de 10%, a sua probabilidade de participar do mercado de trabalho. Ao restringir a amostra de mães, a apenas as casadas, esse percentual cai para 7.8%.

Para identificar o efeito puro de filhos sobre o trabalho dos pais, Angrist & Evans (1998) propuseram a utilização de um instrumento para a fecundidade baseado na preferência dos pais por filhos de ambos os sexos. Eles estimaram o efeito de um filho adicional sobre a oferta de trabalho dos pais americanos com, pelo menos, dois filhos, em 1980 e 1990. Entre os resultados, Angrist & Evans (1998) encontraram que, ao se considerar mulheres mais escolarizadas e mulheres cujos maridos têm altos salários, diferentemente do que ocorre em regressões de Mínimos Quadrados Ordinários, o efeito de uma criança adicional sobre a oferta de trabalho das mães desaparece. Além disso, tanto na amostra contendo todas as mulheres, quanto naquela onde haviam apenas mulheres casadas, a redução da oferta de trabalho por parte das mulheres devido ao nascimento de um terceiro filho não variou significativamente (12% em 1980, para ambas as amostras e 9.2%, para todas as mulheres e 10.4% para as casadas em 1990). Em relação

aos maridos, os autores não encontraram qualquer efeito de filhos sobre a participação no mercado de trabalho²⁰.

A primeira validação externa dessas estimativas obtidas por Angrist & Evans (1998) foi realizada por Cruces e Galiani (2003). Os autores analisaram o efeito de filhos sobre a oferta de trabalho das mulheres argentinas e mexicanas e concluíram que aquelas estimativas podem ser generalizadas aos países em desenvolvimento, mesmo em se tratando de áreas onde os níveis de fecundidade são mais altos e a educação feminina é muito menor. Lériida (2006), também utilizando como fonte exógena de variação na fecundidade, o fato dos dois primeiros filhos serem do mesmo sexo (o que, dada a preferência dos pais por filhos de ambos os sexos, aumenta a probabilidade de nascimento de um terceiro filho), observou que, também no Chile, o nascimento de um filho adicional a partir do terceiro diminui em 11.2% a probabilidade de a mulher participar no mercado de trabalho²¹. A autora realizou ainda uma análise desagregada e identificou que o impacto negativo da fecundidade sobre a oferta de trabalho feminina é maior para mulheres solteiras e vivendo em domicílios pobres e/ou situados em áreas rurais.

No Brasil, são escassos estudos que utilizem a preferência dos pais por filhos de ambos os sexos, proposta por Angrist & Evans (1998), como um instrumento para a fecundidade na tentativa de mensurar o efeito de filhos sobre o engajamento dos pais no mercado de trabalho. Maciel & Mesquita (2004), em uma estimação do efeito de filhos sobre o trabalho das mães, baseada nesse instrumento, concluíram que, também no Brasil, a maternidade (a partir do terceiro filho) leva a uma redução na probabilidade de trabalho feminina de 17%. Ao desagregar a amostra de mulheres por grupo educacional, as autoras observam ainda que essa redução é maior quando se trata de mulheres menos escolarizadas – que têm

²⁰ Iacovou (2001) realizou estudo semelhante utilizando dados de mulheres do Reino Unido, mas suas estimativas contrariam aquelas obtidas por Angrist & Evans (1998). A autora acredita que diferenças entre as condições do mercado de trabalho nos Estados Unidos e no Reino Unido podem ter feito com que uma criança adicional tenha um efeito diferenciado nas decisões de oferta de trabalho das mães em cada um desses países.

²¹ Nesse estudo, Lériida (2006) pôde constatar um efeito negativo da fecundidade sobre a oferta de trabalho das mães também através do uso do nascimento de gêmeos como fonte exógena de variação na fecundidade.

menos que o primário ou o primário completo – cerca de 29% de queda na probabilidade de estar no mercado de trabalho.

Campêlo & Silva (2005) também empregaram esse instrumento para o caso brasileiro. Nesse trabalho, porém os autores estimaram o efeito de um filho adicional a partir do terceiro filho sobre a renda familiar. De uma forma geral, eles encontraram que, independentemente do nível de renda, a criação de um terceiro ou mais filhos implica na queda da renda familiar. Dentre os resultados, Campêlo & Silva (2005) destacam que a renda familiar sofreu uma redução notadamente maior (em decorrência de um terceiro ou mais filhos) quando se tratava de famílias cujos rendimentos se localizavam nos extremos da distribuição. No quantil 0.1, eles observam um efeito negativo da ordem de 18%, que decresce até atingir 14% no quantil 0.75 e volta a subir, atingindo novamente 18% no quantil 0.9.

Como vemos, a literatura relacionada ao efeito de filhos sobre a decisão laboral das mães é ainda incipiente no Brasil. Primeiramente porque, em geral, os estudos utilizam apenas um ponto no tempo, sem nos fornecer uma noção de como esse efeito tem mudado ao longo dos anos. Nosso trabalho contém informações que nos permite ter uma idéia de como se deu sua evolução desde os anos de 1990.

Ademais, a necessidade da utilização de distintos experimentos naturais para a mensuração do efeito do primeiro, segundo e terceiro (ou mais) filhos, faz com que as estimativas obtidas reflitam, não apenas o efeito da ordem de nascimento do filho, mas também as diferenças metodológicas de cada estimação. Com o objetivo de enriquecer a literatura nesse sentido e validar os efeitos estimados numa tentativa de generalização dos resultados obtidos (a partir da ocorrência de natimortos e de gêmeos e da preferência dos pais por filhos de ambos os sexos), re-estimamos esses efeitos utilizando cinco eventos relacionados ao óbito de um filho como *proxies* para a fecundidade: ocorrência de aborto e natimorto recentes, óbito neonatal precoce, neonatal e infantil. A vantagem desses eventos é que cada um deles pode ser utilizado na estimação tanto do primeiro, quanto do segundo e terceiro (ou mais) filhos.

Dessa maneira, os três capítulos que se seguem, mostram a estimação do efeito do primeiro, do segundo e de um filho adicional a partir do terceiro sobre a inserção laboral das mães (com base em cada um dos três eventos presentes na literatura), ao passo que os dois últimos capítulos são dedicados aos testes de validade desses efeitos estimados e às considerações finais, respectivamente.

4 A ESTIMAÇÃO DO EFEITO DA MATERNIDADE SOBRE A PARTICIPAÇÃO FEMININA NO MERCADO DE TRABALHO: COMPARANDO MULHERES COM 1 FILHO A MULHERES SEM FILHOS

4.1 O experimento: a ocorrência de natimortos

Nesse capítulo tratamos da nossa primeira estimação, propriamente dita, do efeito de filhos sobre a participação das mães no mercado de trabalho. Com base nas teorias e nos estudos empíricos já realizados, apresentados anteriormente, estimamos o efeito do primeiro filho sobre a inserção laboral das mulheres por meio da comparação entre mulheres com e sem filhos. Entretanto, como visto na nossa revisão de literatura, essa comparação, não pode ser feita diretamente, já que as decisões de ter filhos e trabalhar não são independentes em se tratando das mulheres.

Assim, o estudo das conseqüências da maternidade sobre a oferta de trabalho feminina é dificultado pela endogeneidade da fecundidade. Para lidar com esse problema, precisamos encontrar uma variável *proxy* de fecundidade que, além de ser exógena (ou seja, que afete a participação da mulher no mercado de trabalho apenas por meio da fecundidade), tenha um alto poder explicativo. Pazello & Fernandes (2004), então, propõem a utilização da ocorrência de natimortos (óbito fetal com, ao menos, 7 meses de gravidez) como uma *proxy* para a fecundidade. Segundo os autores, uma das grandes vantagens dessa variável é que ela permite que comparemos mulheres sem filhos a mulheres com filhos; já que as outras variáveis sugeridas pela literatura, para tratar do problema da endogeneidade entre filhos e trabalho feminino (como o nascimento de gêmeos e a preferência dos pais por filhos de ambos os sexos), permitem comparações apenas entre **mães** de parturições distintas.

A hipótese central desse capítulo se pauta no fato de que as mulheres, tanto aquelas que experimentaram o evento natimorto quanto aquelas que não experimentaram, tinham um sentimento em comum: desejavam ter filhos (ao

menos depois que ficaram grávidas). Por isso, a diferenciação entre aborto provocado e natimorto é essencial nesse capítulo. Assim, o fato de uma mulher ter tido, pelo menos, um filho com 7 meses ou mais de gestação, que nasceu morto, caracteriza a ocorrência de natimorto (Pazello & Fernandes, 2004).

Em geral, a utilização de experimentos naturais representa uma tentativa extrema de maximizar a validade interna – exogeneidade, mas que freqüentemente resulta em uma perda significativa de validade externa – capacidade de generalização (Moffitt, 2003; Verona, 2004). No caso do uso da ocorrência de natimortos, também vivenciamos esse *trade-off*, como explicitamos a seguir.

E, nesse sentido, algumas ressalvas, devem ser feitas em relação ao uso desse evento na estimação do efeito da maternidade sobre a oferta de trabalho feminina. Primeiramente, deve-se atentar para o fato de que a ocorrência de natimortos, por estar associada a problemas de fertilidade, se trata de um evento raro na população feminina (Iacovou, 2001). Tal fato traz consigo um problema de validade externa das estimativas obtidas. Isso quer dizer que há uma impossibilidade de generalização das estimativas que, além de estar relacionada à raridade do evento, também se deve ao fato de que a variação na fecundidade induzida pela ocorrência de um natimorto pode não ser generalizada a variações na fecundidade provocadas por outras causas ou a mulheres com pouca propensão a ter filhos natimortos (Moffitt, 2003).

Além disso, existem determinadas características que fazem com que algumas mulheres tenham maior predisposição à concepção de um natimorto. Assim, a ocorrência de filhos natimortos apresenta também o problema da validade interna. O fato de que a ocorrência de natimortos pode estar associada à renda da família, significa que o instrumento não deve ser, de fato, exógeno. Por isso, estudos que utilizem os natimortos como um experimento natural devem controlar pelas características observáveis que determinam a renda (Pazello & Fernandes, 2004).

Existem também certos comportamentos que aumentam a probabilidade de ocorrência de natimortos. Segundo alguns estudos, por exemplo, a concepção de um natimorto pode estar associada ao hábito de fumar (Brosky, 1995; Högberg & Cnattingius, 2007), ao consumo de bebidas alcoólicas ou de drogas, em geral

(Kesmodel et. al., 2003), ou mesmo, ao consumo excessivo de café (Wisborg et. al., 2003) pela mulher durante a gestação. De acordo com Eller et. al. (2006), o fumo, o baixo nível educacional, raça/cor americana-africana, obesidade e idade maternal avançada (a partir de 35 anos), constituem fatores que, sozinhos, dobram a taxa estimada de natimortos. Mulheres que apresentam diabetes, hipertensão, doença renal e distúrbios de tireóide, também têm o risco de natimorto aumentado em relação às outras (Allen et. al., 2004; Eller et. al., 2006; Macintosh, 2006).

Outros estudos têm chamado a atenção para o fato de que a qualidade, tanto do acompanhamento pré-natal, quanto do atendimento médico no momento do parto são também fatores que podem influenciar a ocorrência de um natimorto (Joyce, Webb & Peacock, 2004; McClure, 2007).

No que tange à relação entre a geração de um natimorto e a participação da mulher no mercado de trabalho, cabe ainda uma ressalva. As conseqüências do evento natimorto sobre a saúde psíquica e emocional, especialmente, das mulheres podem desencorajá-las a realizar suas atividades habituais, ou mesmo fazer com que elas intensifiquem essas atividades, numa tentativa de esquecerem o ocorrido. Dessa forma, o fato de uma mulher ter tido um filho nascido morto, pode afetar seu posicionamento frente ao mercado de trabalho. Wolff et. al. (1970) acompanharam 50 mulheres que tiveram um natimorto. Todas elas (à exceção de duas, que já estavam tratando de distúrbios psiquiátricos) apresentaram reações de mágoa e tristeza típicas. Metade dessas mulheres, para lidar com essa situação, engravidou novamente, ao passo que as restantes, voltaram a trabalhar ou intensificaram suas atividades normais.

De fato, não temos como controlar nossas estimativas do efeito de filhos sobre a participação feminina no mercado de trabalho (com base na ocorrência de natimortos) no que se refere a todas as características associadas ao evento natimorto mencionadas nessa seção. Podemos sim, de acordo com a disponibilidade de informações às quais temos acesso, verificar o quão

semelhantes²² as mulheres sem filhos (que experimentaram um natimorto) são, em relação às aquelas com filhos (que não experimentaram esse evento).

4.2 Fontes dos dados

Nesse capítulo, utilizamos a série das Pnads (Pesquisa Nacional de Amostras por Domicílios) realizadas no período de 1992 a 2007²³. Devido à raridade desse evento, empilhamos (decenalmente) as Pnads selecionadas, de forma a gerar dois bancos de dados (um com as Pnads de 1992 a 1999 e outro com as Pnads de 2001 a 2007) contendo, além das variáveis necessárias ao exercício empírico, uma variável *dummy* identificadora do ano em que foi realizada cada pesquisa.

As Pnads são construídas e disponibilizadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e fornecem informações sobre as mais diversas características socioeconômicas, algumas de caráter permanente nas pesquisas, como aquelas acerca das características gerais da população, educação, trabalho, rendimento e infra-estrutura domiciliar, e outras de periodicidade variável, como as características migratórias, de fecundidade, nupcialidade, saúde, nutrição e outros temas que são incluídos segundo as necessidades de informação que vão surgindo no país.

Nesse capítulo, além das perguntas básicas sobre escolaridade, *status* ocupacional, renda, posição na família, área e região de residência (entre outras), a pergunta-chave que utilizamos para montar os nossos bancos de dados é aquela que investiga, para as mulheres de 15 anos e mais de idade, se elas tiveram algum filho, **com 7 meses ou mais de gestação**, que nasceu morto; o que caracteriza um natimorto.

²² E é desejável que elas sejam muito parecidas, já que será um estudo do tipo caso-controle.

²³ Na série das Pnads das décadas de 1970 e 1980, várias Pnads não contêm a informação sobre as mulheres que tiveram filhos nascidos mortos; razão pela qual optamos por trabalhar, apenas com as Pnads realizadas a partir de 1992, sendo que a Pnad de 1990 foi excluída por ser a única da década a captar o *status* de trabalho segundo a antiga metodologia.

4.2.1 Restrições amostrais

Inicialmente, consideramos na amostra de tratamento (das mulheres que experimentaram o evento natimorto) todas as mulheres com 15 a 49 anos de idade²⁴ que, ao serem perguntadas se já tiveram um natimorto, afirmaram que sim e que, ao serem perguntadas sobre o nascimento de um filho nascido vivo, afirmaram que não tiveram. Essa restrição é necessária já que queremos associar o evento natimorto a problemas de fertilidade da mulher. Esse filtro, entretanto, não impede que mulheres jovens e que, provavelmente, ainda possam ter filhos sejam erroneamente incluídas na amostra do grupo tratamento. Por isso, buscando uma maior robustez dos resultados, realizamos o mesmo exercício empírico da Pazello & Fernandes (2004): além de analisar empiricamente o efeito de filhos sobre a participação das mulheres de 15 a 49 anos no mercado de trabalho, fizemos também o mesmo exercício, utilizando uma amostra contendo apenas as mulheres de 40 a 49 anos. E, para efeitos comparativos, realizamos um terceiro exercício, utilizando uma amostra de tratamento com as mulheres de 15 a 39 anos de idade. Além disso, construímos também uma amostra contendo apenas as mulheres unidas²⁵ de 15 a 49 anos de idade.

Por outro lado, no grupo controle, ficaram as mulheres no grupo etário e estado conjugal correspondente às mulheres do grupo de tratamento (todas de 15-49 anos, 15-39 anos e 40-49 anos e, apenas as unidas de 15 a 49 anos) que responderam que nunca tiveram um filho nascido morto, mas que tiveram apenas um filho nascido vivo. Além disso, no caso das mulheres-controle incluímos apenas as mães para as quais a sua idade ao ter o primeiro filho era igual ou superior a 14 anos. Isto foi feito numa tentativa de garantir que o filho associado à mulher pela variável “condição na família” fosse efetivamente seu filho. E, com esse objetivo de associar os filhos às mães, incluímos nas amostras de interesse (tanto controle quanto tratamento), apenas as mulheres classificadas como chefes

²⁴ Escolhemos 49 anos como limite superior de idade porque, além constituir um limite plausível para o fim período fértil da mulher, também nos interessa avaliar a participação da mulher no mercado de trabalho.

²⁵ Foram definidas como mulheres unidas aquelas que viviam em famílias nas quais havia a presença de um cônjuge.

ou cônjuges na variável “condição na família”, já que apenas para essas mulheres é possível encontrar “seus” filhos. Cabe ressaltar, entretanto, que essa associação dos filhos às suas supostas mães, exige que assumamos o pressuposto de que as mulheres, chefes ou cônjuges, eram de fato, mães dos indivíduos classificados como filhos dentro de cada família.

Na TAB. 4.1, mostramos todos os filtros que foram necessários à construção dos nossos bancos de dados de ambas as décadas (1990 e 2000). Observa-se que consideramos um total de 4 amostras para cada década. Em relação à década de 2000, ainda cabe uma ressalva: como apenas a partir de 2004, o IBGE passou a incluir nas pnads a área rural da região Norte, optamos por excluir essa área do nosso banco de dados nas pnads referentes aos anos de 2004 a 2007, de forma a manter uma coerência ao longo de toda a década de 2000.

TABELA 4.1

Construção dos bancos de dados – Tamanho das amostras de interesse - Brasil – Décadas de 1990 e 2000

Amostras	Filtros	Década	
		1990	2000
Amostra-base	Mulheres chefes ou cônjuges com, no máximo 1 filho	290,309	426,545
	Solteiras ou em união heterossexual	288,328	425,077
	Com idade entre 15 e 49 anos	175,576	252,777
	Cuja idade ao nascimento do 1º filho foi igual ou superior a 14 anos	174,277	250,880
	Cuja raça/cor foi informada	174,257	250,863
	Cuja escolaridade foi informada	173,472	247,645
	Cuja condição de atividade (se PEA ou não) foi informada	173,447	247,637
	Cuja renda foi informada	171,065	244,170
	Cujas características do domicílio (abastecimento de água, existência de banheiro, coleta de lixo e iluminação) foram informadas	170,649	243,721
	Que têm informação sobre os filhos nascidos mortos	169,532	242,449
	Sem filhos que já tiveram um natimorto ou mães de 1 filho que nunca tiveram um natimorto	112,072	159,311
1ª: Mulheres 15-49 anos	Tratamento: sem filhos e tiveram natimorto	1,576	1,761
	Controle: com um filho e nunca tiveram natimorto	110,496	157,550
2ª: Mulheres 15-49 anos unidas	Tratamento: sem filhos e tiveram natimorto	1,265	1,408
	Controle: com um filho e nunca tiveram natimorto	80,325	110,751
3ª: Mulheres 15-39 anos	Tratamento: sem filhos e tiveram natimorto	885	819
	Controle: com um filho e nunca tiveram natimorto	87,554	116,536
4ª: Mulheres 40-49 anos	Tratamento: sem filhos e tiveram natimorto	691	942
	Controle: com um filho e nunca tiveram natimorto	22,942	41,014

Fonte: IBGE/Pnads 1992 a 2007.

4.2.2 Análise descritiva

Década de 1990

As TABs. 4.2, 4.3 e 4.4 apresentam algumas características descritivas dos grupos de tratamento (que tiveram algum natimorto) e controle (que nunca tiveram) relacionadas, respectivamente, às características sócio-demográficas, às características geográficas e domiciliares e às características ocupacionais das mulheres nas quatro amostras de interesse para a década de 1990. Em se tratando das características sócio-demográficas (TAB. 4.2), observamos que as mulheres tratadas são, em média, mais velhas que aquelas do grupo-controle (ao considerarmos a amostra contendo todas as mulheres, as tratadas são, em média, 5 anos mais velhas). Também verificamos que as mulheres-controle são mais escolarizadas (6.83 anos médios de estudo, contra 4.59 das tratadas) e apresentam uma maior proporção de mulheres brancas em relação às tratadas (enquanto 61.19% das controles são brancas, 46.88% das tratadas o são). Isso evidencia a associação da ocorrência de natimortos às características de pobreza. Em relação à proporção de mulheres unidas, há uma maior representatividade entre as tratadas (81.01%, contra 74.07% das controles), embora esteja também entre elas, a menor representatividade de mulheres chefes (apenas na amostra que considera apenas mulheres unidas, esse diferencial se inverte, mas tanto tratadas quanto controles apresentam um percentual de chefes muito pequeno: inferior a 3.5%). Segundo Pazello & Fernandes (2004), o fato de haver mais mulheres unidas no grupo-tratamento, pode estar relacionado a mulheres, ainda novas, que não foram bem sucedidas nas suas tentativas de terem filhos, mas que podem vir a ter filhos futuramente.

TABELA 4.2

Distribuição (%) e média de características sociodemográficas selecionadas - Mulheres de 15 a 49 anos - Brasil - Década de 1990

Característica	Grupo etário											
	15 a 49 anos						15 a 39 anos			40 a 49 anos		
	Todas as mulheres			Mulheres unidas			Todas as mulheres					
	T ¹	C ²	Dif ³	T ¹	C ²	Dif ³	T ¹	C ²	Dif ³	T ¹	C ²	Dif ³
Branças (%)	46.88	61.19	-14.31 ***	47.07	64.22	-17.15 ***	44.36	60.13	-15.77 ***	50.08	65.12	-15.04 ***
Unidas (%)	81.01	74.07	6.94 ***	-	-	-	84.21	75.24	8.97 ***	76.94	69.74	7.20 ***
Chefes (%)	21.72	27.64	-5.92 ***	3.37	2.31	1.06 ***	18.42	26.34	-7.92 ***	25.91	32.47	-6.56 ***
Idade média	35.69 (10.08)	30.72 (9.10)	4.97 ***	35.13 (10.26)	30.55 (8.89)	4.57 ***	28.1 (6.65)	26.984 (6.13)	1.12 ***	45.33 (2.84)	44.50 (2.87)	0.84 ***
Anos médios de estudo	4.59 (3.96)	6.83 (4.01)	-2.23 ***	4.56 (3.88)	6.85 (4.00)	-2.29 ***	5.36 (3.83)	7.09 (3.84)	-1.73 ***	3.62 (3.91)	5.85 (4.47)	-2.23 ***
Observações	1,576	110,496	-	1,265	80,325	-	885	87,554	-	691	22,942	-

Fonte: IBGE/Pnads 1992 a 1999.

Notas: ¹T = Tratamento (não tem filho e já teve natimorto); ²C = Controle (tem um filho e nunca teve um natimorto); ³Teste de diferença: T - C; Hipótese nula: T = C; *** significativo a 1%.

Erros-padrão entre parênteses.

Na TAB. 4.3, encontram-se as distribuições de algumas características geográficas e domiciliares das amostras de mulheres selecionadas nesse estudo, ainda para a década de 1990. Inicialmente, observamos uma menor proporção de mulheres tratadas residindo em regiões de maior desenvolvimento econômico (enquanto o percentual de mulheres de 15 a 49 anos controles residindo no Sul e Sudeste do país é de 19.03 e 46.67%, respectivamente, ao considerarmos as mulheres tratadas, esses percentuais caem para 13.81 e 41.35%) e, em contrapartida, uma maior representatividade dessas nas regiões ditas menos desenvolvidas (o percentual de mulheres tratadas que vivem no Nordeste do país é 7.56 pontos percentuais superior ao das mulheres-controle nessa região). Isso pode ser explicado pelo maior atraso relativo dessas regiões em relação às demais, no que se refere aos serviços de saúde e, nesse caso, destacamos os serviços de acompanhamento pré-natal. Também verificamos um percentual superior, em cerca de 6 pontos percentuais, de mulheres tratadas residindo em áreas urbanas e metropolitanas em comparação às controles. Ao considerarmos algumas características domiciliares selecionadas (existência de: pelo menos, um banheiro; abastecimento por rede geral de água, serviço de coleta de lixo e iluminação elétrica), notamos que a proporção de mulheres residentes em domicílios que possuem cada uma dessas características é sempre maior entre as mulheres do grupo-controle (em relação ao acesso a serviço de coleta de lixo, por exemplo, enquanto 59.09% das mulheres do grupo-tratamento residem em domicílios com esse serviço, no grupo-controle esse percentual chega a 72.04%). Novamente, a análise descritiva do banco de dados revela o viés presente na nossa amostra, já que a ocorrência de natimortos está associada à renda das mulheres.

TABELA 4.3

Distribuição (%) de características geográficas e domiciliares selecionadas - Mulheres de 15 a 49 anos - Brasil - Década de 1990

Característica	Grupo etário											
	15 a 49 anos						15 a 39 anos			40 a 49 anos		
	Todas as mulheres			Mulheres unidas			Todas as mulheres					
	T ¹	C ²	Dif ³	T ¹	C ²	Dif ³	T ¹	C ²	Dif ³	T ¹	C ²	Dif ³
<i>Geográficas</i>												
Região de residência												
Sul	13.81	19.03	-5.22 ***	13.70	20.73	-7.03 ***	12.13	18.82	-6.69 ***	15.93	19.82	-3.89 ***
Sudeste	41.35	46.67	-5.32 ***	41.90	47.16	-5.26 ***	38.88	45.45	-6.57 ***	44.49	51.15	-6.66 ***
Norte	5.76	4.18	1.58 ***	5.46	3.70	1.76 ***	7.18	4.42	2.76 ***	3.95	3.28	0.67 ***
Nordeste	30.32	22.76	7.56 ***	30.38	21.24	9.14 ***	33.74	23.81	9.93 ***	25.96	18.92	7.04 ***
Centro-Oeste	8.77	7.36	1.41 ***	8.57	7.17	1.40 ***	8.06	7.50	0.56 ***	9.67	6.83	2.84 ***
Situação de residência												
Urbana	79.14	85.09	-5.95 ***	76.93	83.33	-6.40 ***	81.15	84.44	-3.29 ***	76.59	87.46	-10.87 ***
Área de residência												
Metropolitana	28.84	34.47	-5.63 ***	27.93	33.34	-5.41 ***	27.25	33.83	-6.58 ***	30.85	36.83	-5.98 ***
<i>Domiciliares (no domicílio em que reside, há...)</i>												
Ao menos, um banheiro	83.57	92.82	-9.25 ***	83.49	92.80	-9.31 ***	82.27	92.23	-9.96 ***	85.22	95.03	-9.81 ***
Rede geral de abastecimento de água	64.99	77.40	-12.41 ***	63.60	76.20	-12.60 ***	64.84	76.18	-11.34 ***	65.20	81.89	-16.69 ***
Serviço de coleta de lixo	59.09	72.04	-12.95 ***	57.44	71.17	-13.73 ***	59.11	70.87	-11.76 ***	59.08	76.34	-17.26 ***
Iluminação elétrica	89.86	95.53	-5.67 ***	88.72	95.33	-6.61 ***	90.67	95.30	-4.63 ***	88.84	96.39	-7.55 ***
Observações	1,576	110,496	-	1,265	80,325	-	885	87,554	-	691	22,942	-

Fonte: IBGE/Pnads 1992 a 1999.

Notas: ¹T = Tratamento (não tem filho e já teve natimorto); ²C = Controle (tem um filho e nunca teve um natimorto); ³Teste de diferença: T - C; Hipótese nula: T = C; *** significativo a 1%.

Finalmente, a TAB. 4.4 apresenta algumas características ocupacionais das mulheres amostradas, para os anos de 1990. Em primeiro lugar, observamos uma maior proporção de mulheres, tanto ativas, quanto ocupadas, entre aquelas do grupo-tratamento. Aqui, vemos um possível efeito negativo do primeiro filho sobre a condição de atividade/ocupação das mulheres. Isso porque como essa análise não controla por nenhuma outra característica das mulheres (apenas compara a proporção de tratadas e controles que são ativas ou ocupadas), pode ser que esse diferencial entre mulheres tratadas e controles seja reflexo de fatores que vão além da presença de filhos. Em se tratando da renda²⁶, como esperado, as mulheres do grupo-tratamento possuem, em média, menor renda familiar (cerca de R\$ 105.36 a menos). Mais uma vez, evidencia-se a associação entre natimortos e condição de pobreza. Ao considerarmos a amostra total (mulheres de 15 a 49 anos de idade), observamos que não há um diferencial significativo entre a proporção de mulheres tratadas e controles que trabalham 40 horas ou mais semanais.

²⁶ Na TAB. 4.4, as rendas estão em Reais do ano de 2001.

TABELA 4.4

Distribuição (%) e média de características ocupacionais selecionadas - Mulheres de 15 a 49 anos - Brasil - Década de 1990

Característica	Grupo etário											
	15 a 49 anos						15 a 39 anos			40 a 49 anos		
	Todas as mulheres			Mulheres unidas			Todas as mulheres					
	T ¹	C ²	Dif ³	T ¹	C ²	Dif ³	T ¹	C ²	Dif ³	T ¹	C ²	Dif ³
<i>Ativas</i>	64.62	59.29	5.33 ***	59.76	53.71	6.05 ***	63.46	58.06	5.40 ***	66.10	63.85	2.25 ***
<i>Ocupadas</i>	57.23	53.04	4.19 ***	52.36	48.57	3.79 ***	52.98	50.99	1.99 ***	62.62	60.60	2.02 ***
Renda média familiar ⁵	296.13 (610.22)	431.33 (885.26)	-135.20 ***	316.02 (653.95)	506.67 (979.68)	-190.65 ***	269.66 (519.12)	382.24 (793.11)	-112.58 ***	329.77 (707.88)	612.29 (1145.52)	-282.52 ***
Renda média do não trabalho ^{4 5}	212.41 (507.61)	317.77 (719.38)	-105.36 ***	249.37 (554.32)	404.49 (808.26)	-155.12 ***	198.87 (452.44)	281.19 (637.47)	-82.32 ***	229.61 (569.60)	452.61 (950.85)	-222.99 ***
Jornada de trabalho de, ao menos, 40 horas semanais (%) ⁵	34.77	34.70	0.07	29.87	28.72	1.15 ***	35.51	33.82	1.69 ***	33.91	37.84	-3.93 ***
Observações	1,576	110,496	-	1,265	80,325	-	885	87,554	-	691	22,942	-

Fonte: IBGE/Pnads 1992 a 1999.

Notas: ¹T = Tratamento (não tem filho e já teve natimorto); ²C = Controle (tem um filho e nunca teve um natimorto); ³Teste de diferença: T - C; Hipótese nula: T = C; *** significativo a 1%; ⁴Renda do não trabalho = renda familiar subtraída da renda de todos os trabalhos da própria mulher; ⁵Foi considerado renda zero e jornada de zero horas para quem não trabalhava, por isso, a amostra de mulheres é sempre a mesma, inclusive, para essas variáveis.

Erros-padrão entre parênteses.

Década de 2000

As TABs. 4.5, 4.6 e 4.7 apresentam a mesma análise descritiva anterior, para a década de 2000. De uma forma geral, os diferenciais entre os grupos de tratamento (mulheres que experimentaram o evento natimorto) e controle (que não experimentaram) respeitam a mesma tendência daqueles da década de 1990, à exceção das características ocupacionais das mulheres. Quando consideramos as mulheres de 40 a 49 anos, ao contrário do que ocorreu na década anterior, há uma maior proporção de mulheres ativas/ocupadas entre as mulheres do grupo-controle na década de 2000 (enquanto na década de 1990, entre as mulheres de 40 a 49 anos havia um diferencial de 5.33 pontos percentuais na proporção de mulheres ativas, em favor das tratadas, nos anos de 2000, esse diferencial passa a ser de 3.7 em favor das controles). Além disso, comparando a década de 1990 à de 2000, verificamos, especialmente, um aumento generalizado (ou seja, tanto para as tratadas quanto para as controles) da idade e escolaridade médias, da proporção de mulheres residindo em áreas urbanas, de mulheres chefes de família e do acesso a melhores condições domiciliares. Para as mulheres de 15 a 49 anos tratadas, por exemplo, a escolaridade média aumentou de 4.59 para 5.73 anos de estudo entre os anos de 1990 e 2000, a proporção de mulheres vivendo em áreas urbanas subiu de 79.14 para 84.4%, a proporção de mulheres chefes passou de 21.72% para 27.15% (sendo que também entre as mulheres unidas esse percentual aumentou significativamente: enquanto na década de 1990, 3.37% delas eram chefes, nos anos de 2000, esse percentual aumentou para 9.42%). Com relação às condições de infra-estrutura domiciliares e tomando como exemplo o tipo de abastecimento de água, o percentual de domicílios com acesso a uma rede geral de abastecimento aumentou de 65% nos anos de 1990 para 75% na década posterior.

TABELA 4.5

Distribuição (%) e média de características sociodemográficas selecionadas - Mulheres de 15 a 49 anos - Brasil - Década de 2000

Característica	Grupo etário											
	15 a 49 anos						15 a 39 anos			40 a 49 anos		
	Todas as mulheres			Mulheres unidas			Todas as mulheres					
	T ¹	C ²	Dif ³	T ¹	C ²	Dif ³	T ¹	C ²	Dif ³	T ¹	C ²	Dif ³
Branças (%)	44.94	55.58	-10.64 ***	45.02	57.83	-12.81 ***	43.11	53.83	-10.72 ***	46.42	60.36	-13.94 ***
Unidas (%)	80.42	71.40	9.02 ***	-	-	-	83.36	72.59	10.77 ***	78.03	68.12	9.91 ***
Chefes (%)	27.15	33.28	-6.13 ***	9.42	6.57	2.85 ***	24.42	31.91	-7.49 ***	29.38	37.06	-7.68 ***
Idade média	37.99 (9.50)	32.23 (9.24)	5.76 ***	37.47 (9.71)	32.17 (9.01)	5.30 ***	28.933 (6.51)	27.7406 (6.18)	1.19 ***	45.36 (2.81)	44.52 (2.87)	0.84 ***
Anos médios de estudo	5.73 (4.20)	8.12 (3.93)	-2.39 ***	5.71 (4.14)	8.11 (3.92)	-2.40 ***	6.97 (4.15)	8.45 (3.65)	-1.49 ***	4.72 (3.97)	7.20 (4.46)	-2.47 ***
Observações	1,761	157,550	-	1,408	110,751	-	819	116,536	-	942	41,014	-

Fonte: IBGE/Pnads 2001 a 2007.

Notas: ¹T = Tratamento (não tem filho e já teve natimorto); ²C = Controle (tem um filho e nunca teve um natimorto); ³Teste de diferença: T - C; Hipótese nula: T = C; *** significativo a 1%.

Erros-padrão entre parênteses.

TABELA 4.6

Distribuição (%) de características geográficas e domiciliares selecionadas - Mulheres de 15 a 49 anos - Brasil - Década de 2000

Característica	Grupo etário											
	15 a 49 anos						15 a 39 anos			40 a 49 anos		
	Todas as mulheres			Mulheres unidas			Todas as mulheres					
	T ¹	C ²	Dif ³	T ¹	C ²	Dif ³	T ¹	C ²	Dif ³	T ¹	C ²	Dif ³
<i>Geográficas</i>												
Região de residência												
Sul	13.86	17.22	-3.36 ***	14.36	18.60	-4.24 ***	14.26	16.35	-2.09 ***	13.53	19.59	-6.06 ***
Sudeste	35.05	44.76	-9.71 ***	35.27	45.00	-9.73 ***	29.56	43.27	-13.71 ***	39.51	48.85	-9.34 ***
Norte	8.68	5.83	2.85 ***	8.53	5.27	3.26 ***	9.57	6.34	3.23 ***	7.94	4.45	3.49 ***
Nordeste	31.05	24.78	6.27 ***	30.14	23.72	6.42 ***	35.15	26.54	8.61 ***	27.71	20.01	7.70 ***
Centro-Oeste	11.37	7.39	3.98 ***	11.71	7.41	4.30 ***	11.45	7.50	3.95 ***	11.30	7.09	4.21 ***
Situação de residência												
Urbana	84.40	88.37	-3.97 ***	82.87	86.71	-3.84 ***	85.57	87.75	-2.18 ***	83.45	90.09	-6.64 ***
Área de residência												
Metropolitana	24.78	33.47	-8.69 ***	23.27	32.34	-9.07 ***	24.32	32.76	-8.44 ***	25.16	35.42	-10.26 ***
<i>Domiciliares (no domicílio em que reside, há...)</i>												
Ao menos, um banheiro	91.52	96.07	-4.55 ***	91.02	96.05	-5.03 ***	89.79	95.52	-5.73 ***	92.93	97.57	-4.64 ***
Rede geral de abastecimento de água	75.14	83.23	-8.09 ***	74.05	82.09	-8.04 ***	72.89	82.14	-9.25 ***	76.97	86.21	-9.24 ***
Serviço de coleta de lixo	73.83	81.38	-7.55 ***	72.49	80.33	-7.84 ***	75.06	80.43	-5.37 ***	72.83	83.97	-11.14 ***
Iluminação elétrica	95.76	98.46	-2.70 ***	95.28	98.37	-3.09 ***	94.76	98.29	-3.53 ***	96.58	98.90	-2.32 ***
Observações	1,761	157,550	-	1,408	110,751	-	819	116,536	-	942	41,014	-

Fonte: IBGE/Pnads 2001 a 2007.

Notas: ¹T = Tratamento (não tem filho e já teve natimorto); ²C = Controle (tem um filho e nunca teve um natimorto); ³Teste de diferença: T - C; Hipótese nula: T = C; *** significativo a 1%.

TABELA 4.7

Distribuição e média de características ocupacionais selecionadas - Mulheres de 15 a 49 anos - Brasil - Década de 2000

Característica	Grupo etário											
	15 a 49 anos						15 a 39 anos			40 a 49 anos		
	Todas as mulheres			Mulheres unidas			Todas as mulheres					
	T ¹	C ²	Dif ³	T ¹	C ²	Dif ³	T ¹	C ²	Dif ³	T ¹	C ²	Dif ³
Ativas	67.83	67.40	0.43 ***	65.68	63.53	2.15 ***	69.04	66.25	2.79 ***	66.85	70.55	-3.70 ***
Ocupadas	58.99	59.01	-0.02	56.98	56.21	0.77 ***	57.88	56.45	1.43 ***	59.90	66.01	-6.11 ***
Renda média familiar ⁵	1078.19	1524.04	-445.85 ***	1159.81	1827.23	-667.42 ***	1036.18	1330.46	-294.28 ***	1112.39	2054.09	-941.70 ***
	(1454.77)	(2526.80)		(1529.03)	(2814.43)		(1385.55)	(2302.33)		(1507.91)	(2994.87)	
Renda média do não trabalho ^{4,5}	787.11	1073.01	-285.89 ***	910.90	1393.81	-482.91 ***	736.26	936.27	-200.01 ***	828.52	1447.40	-618.88 ***
	(1241.46)	(1961.38)		(1333.65)	(2194.58)		(1150.47)	(1773.37)		(1309.43)	(2361.84)	
Jornada de trabalho de, ao menos, 40 horas semanais (%) ⁵	39.21	41.18	-1.97 ***	35.46	36.78	-1.32 ***	42.83	40.21	2.62 ***	36.39	43.67	-7.28 ***
Observações	1,761	157,550	-	1,408	110,751	-	819	116,536	-	942	41,014	-

Fonte: IBGE/Pnads 2001 a 2007.

Notas:¹T = Tratamento (não tem filho e já teve natimorto); ²C = Controle (tem um filho e nunca teve um natimorto); ³Teste de diferença: T - C; Hipótese nula: T = C; *** significativo a 1%;

⁴Renda do não trabalho = renda familiar subtraída da renda de todos os trabalhos da própria mulher; ⁵Foi considerado renda zero e jornada de zero horas para quem não trabalhava, por isso, a amostra de mulheres é sempre a mesma, inclusive, para essas variáveis.

Erros-padrão entre parênteses.

4.3 Estratégia de estimação

Para cumprir o objetivo de estimar o efeito da fecundidade sobre a oferta de trabalho feminina, nos concentramos em duas variáveis dependentes relacionadas à participação da mulher no mercado de trabalho: *status* de trabalho (que indica se a mulher está ocupada ou não) e PEA (que classifica a mulher como economicamente ativa, ou não; o que inclui as ocupadas e as desocupadas em uma mesma categoria).

Segundo Gujarati (2006), diversas relações econômico-demográficas podem ser descritas por uma única equação. Em modelos de regressão deste tipo, uma variável (y_i) é expressa como uma função linear de uma ou mais variáveis (x_i), de tal forma que fica implícita, se de fato existir, uma relação causal unidirecional entre elas: os x_i 's (variáveis explicativas) são a causa e o y_i (variável dependente), o efeito. No entanto, existem situações nas quais as variáveis explicativas são, ao mesmo tempo, determinantes e determinadas pela variável dependente (Gujarati, 2006). Este é o caso da relação de interesse do presente estudo. As decisões de ter filhos e trabalhar podem ser tomadas simultaneamente, o que impossibilita a distinção entre variável dependente e variável explicativa. Uma solução para esse impasse consiste na obtenção de uma *proxy* da variável endógena (nesse caso, a fecundidade) e que seja, portanto, altamente correlacionada com a resposta (nesse caso, a variável de oferta de trabalho), mas que não seja por ela influenciada (Gujarati, 2006). A ocorrência de natimortos é um evento que possui essas características. Essa constitui a chave do presente estudo, já que funcionará como uma *proxy* para a estimação do efeito de filhos sobre o trabalho das mães.

Então, sendo y_i , uma medida de oferta de trabalho (ocupação ou PEA) e x_i , o vetor transposto das variáveis explicativas, poderíamos estimar o seguinte modelo linear:

$$y_i = \beta x_i' + \varepsilon_i \quad (4.3.1)$$

Onde β é o vetor de parâmetros a ser estimado e ε é o erro (independente e distribuído segundo uma distribuição normal, com média zero e variância σ^2).

Entretanto, se estimarmos a equação acima utilizando como variável explicativa uma variável endógena como o número de filhos (n_i), por exemplo, o coeficiente β , estimado para essa variável será viesado, já que provavelmente $E(\varepsilon_i | n_i) \neq 0$. Uma possibilidade estratégica seria incluir variáveis de controle nesse modelo. Mas, há razões para acreditar que a correlação entre as variáveis explicativas e as características não observáveis **não** seja totalmente captada mesmo após essa inclusão. Segundo Pazello (2006), existem, por exemplo, mulheres que preferem cuidar dos filhos a trabalhar e vice-versa. Essa preferência não é captada por variáveis observáveis. Isso significa que, na equação 4.3.1, a variação no número de filhos é endógena, mesmo quando controlada por características observáveis selecionadas.

Ao utilizarmos uma variável *dummy* indicadora da ocorrência ou não de um natimorto (e que, portanto, indica se a mulher não tem filhos ou tem um filho, respectivamente), a variação ocorrida no número de filhos é exógena, não planejada. E, dessa forma, podemos obter o efeito (exógeno) de filhos sobre a participação feminina no mercado de trabalho.

Como a ocorrência de natimortos é altamente correlacionada com variáveis observadas determinantes da renda (dentre essas, podemos citar, a escolaridade, a idade e a região de residência, por exemplo) e, portanto, não se trata de um evento aleatório, o termo x'_i representa um vetor de variáveis que inclui, além da variável de interesse, algumas variáveis controles, com o objetivo de garantir que a variável *proxy* utilizada constitua um evento aleatório na população.

Por isso, sob a hipótese de que as mulheres do grupo tratamento e do grupo controle têm as mesmas preferências em relação a filhos (já que ambas engravidaram e, portanto, desejavam tê-los), se controlarmos pelas variáveis disponíveis que determinam a renda, estamos garantindo que o processo que define qual delas terá ou não terá filhos seja aleatório. Dessa forma, no caso do uso de natimortos como *proxy* para a fecundidade, as variáveis-controle que

compõem o vetor x'_i da equação 4.3.1 são: a idade corrente da mulher, o quadrado dessa idade, a escolaridade, a presença de cônjuge, a área (se urbana ou não), o tipo de área (se metropolitana ou não) e a região geográfica de residência, *clusters* por Unidade da Federação, a renda do não trabalho (renda familiar exclusive a renda da própria mulher), o décimo da renda familiar ao qual a mulher pertence e quatro variáveis de características domiciliares (se possui rede geral de água, pelo menos um banheiro, serviço de coleta de lixo e iluminação elétrica). Além dessas variáveis, como estimamos modelos que contêm vários anos (devido à raridade do evento natimorto), temos também uma variável indicadora do ano em que cada pesquisa foi realizada.

Dado que a nossa amostra é bastante restrita (mulheres, de 15 a 49 anos e com, no máximo, 1 filho) não é aconselhável que utilizemos os pesos individuais presentes nos microdados das Pnads, uma vez que eles não mais correspondem à “nossa população” e, além disso, não estimamos parâmetros de população, e sim, parâmetros individuais (ou seja, nosso objetivo não é estimar uma taxa de atividade para essa população de mulheres, mas estimar como os filhos afetam a probabilidade dessas mulheres estarem no mercado de trabalho). Também o fato de termos empilhado várias Pnads complica ainda mais o uso da ponderação nos modelos. Por isso, optamos por estimar os modelos sem ponderação e adicionar *clusters* segundo as Unidades da Federação, já que a amostragem das Pnads é estratificada por UF's.

Como ambas as variáveis-resposta são binárias (*status* de trabalho e PEA), nossos modelos são estimados segundo uma função logística. Nesse modelo logístico, a variável dependente é definida como sendo o *status* de participação da mulher no mercado de trabalho. Isto é, y_i é uma variável binária que assume valor 1, se a mulher participa do mercado de trabalho (caso positivo) e valor zero, se não participa (caso negativo). Em um modelo de estimação logístico, modela-se a probabilidade de se ter uma ‘resposta positiva’ (nesse caso, participar do mercado de trabalho), por meio da função de distribuição logística cumulativa:

$$\pi_i = \Pr(y_i = 1) = F(x'_i \beta) = e^{x'_i \beta} / [1 + e^{x'_i \beta}] \quad (4.3.2)$$

Onde β é um vetor de parâmetros a ser estimado que mensura o impacto de variações nas variáveis explicativas em x'_i sobre as probabilidades de inserção das mulheres no mercado de trabalho; sendo que essa função de distribuição cumulativa se restringe ao intervalo $[0,1]$.

Para linearizar essa função de distribuição logística, basta rearranjar a equação 4.3.1 e aplicar o logaritmo neperiano em ambos os lados dessa equação, para obtermos:

$$\ln[\pi_i / (1 - \pi_i)] = x'_i \beta \quad (4.3.3)$$

Ao estabelecermos uma relação entre as probabilidades reais e aquelas observadas na amostra, temos:

$$p_i = \pi_i + \varepsilon_i \quad (4.3.4)$$

Onde ε_i tem distribuição binomial, com média zero e variância $\pi_i(1 - \pi_i)/n$. Dessa maneira, a relação entre o modelo logístico real e o observado pode ser assim estabelecida:

$$f(p_i) = \ln[p_i / (1 - p_i)] = x'_i \beta + u_i \quad (4.3.5)$$

Onde $u_i = \varepsilon_i / [\pi_i(1 - \pi_i)]$, com média zero e variância $1/[n\pi_i(1 - \pi_i)]$.

A equação 4.3.5 é estimada por máxima verossimilhança, de tal forma que o modelo logístico fica definido como se segue:

$$E[y_i / x_i] = 1[F(x'_i \beta)] + 0[1 - F(x'_i \beta)] \quad (4.3.6)$$

No modelo logístico, cada coeficiente fornece o “impacto” de uma variação ocorrida nas variáveis explicativas sobre a média da variável dependente, tal efeito é conhecido como efeito marginal. Assim, com base no β da variável indicadora da ocorrência de natimortos (nat_i) estimado na equação 4.3.6, obtemos o efeito marginal dessa variável (e, portanto, da ausência de filhos)

sobre a probabilidade de a mulher estar ocupada ou fazer parte da PEA

$$\frac{\partial E[y_i / nat_i]}{\partial nat_i} = \frac{e^{x_i \beta}}{[1 + e^{x_i \beta}]^2} \times \beta_{nat} = F(x_i \beta) \times [1 - F(x_i \beta)] \times \beta_{nat}. \quad (4.3.7)$$

Quanto à interpretação do efeito que será estimado com base nessa equação, temos que um efeito marginal positivo da variável ‘nat’ sugere que as mulheres sem filhos apresentam uma maior probabilidade de estarem trabalhando ou de constituírem parte da PEA em relação às mães de um filho. Dito de outra forma, um efeito marginal da variável indicadora da ocorrência de natimortos de 3% sobre a participação das mães, por exemplo, significa que as mulheres sem filhos têm uma probabilidade 3% superior de estarem inseridas no mercado de trabalho em relação às mulheres que têm um filho²⁷.

Vale lembrar que esse exercício foi realizado para as duas variáveis de participação no mercado de trabalho (ocupadas e PEA), nas quatro amostras de mulheres (todas as mulheres de 15 a 49 anos, de 15 a 39, de 40 a 49 e, apenas as unidas de 15 a 49 anos) e para as duas décadas (de 1990 e 2000). Ou seja, temos 16 estimativas do efeito médio do tratamento (ter tido algum natimorto).

Pareamento como um teste de robustez

Com o objetivo de dar maior robustez aos resultados, realizamos também alguns pareamentos. Segundo Pazello & Fernandes (2004), por meio desse procedimento, pareamos indivíduos semelhantes em características observáveis, mas que pertencem a grupos (tratamento e controle) diferentes. A idéia implícita nesse método está no fato de que embora não tenhamos um contra-factual (ou seja, não há possibilidade de um mesmo indivíduo pertencer, concomitantemente, ao grupo tratamento e ao controle), podemos criar uma estimativa deles. Assim, estimamos uma regressão logística de tal forma que temos, para cada indivíduo, a sua probabilidade de pertencer ao grupo tratamento. Ou seja, encontramos, para cada mulher sem filho que teve, pelo menos, um natimorto (tratamento), outra mulher que a “represente” na situação de ter tido um filho (controle). Com

²⁷ Como estamos interessados no efeito do primeiro filho (e não da ausência de filhos) sobre a participação das mães no mercado de trabalho, na análise dos resultados, apenas invertemos o sinal do efeito marginal encontrado no modelo estimado.

esse novo conjunto de mulheres resultante do pareamento, estimamos novamente os modelos propostos. Dado que a diferença fundamental entre as estimativas obtidas antes e depois do pareamento está no processo de ponderação, essa estratégia funciona como um teste de robustez dos resultados (Pazello & Fernandes, 2004).

Como a estratégia de pareamento exige que consideremos um grande número de variáveis (já que, o objetivo é parear indivíduos-tratados e indivíduos-controles, que sejam o mais semelhante possível), Rosenbaum & Rubin (1983) propuseram a realização de um pareamento com base no escore de propensão. Assim, no nosso caso, esse método consiste em estimar, para cada mulher, a sua probabilidade de pertencer ao grupo-tratamento (ou seja, a sua probabilidade de não ter filhos, mas tendo experimentado, pelo menos, um natimorto). Com base nessa estimativa, selecionamos para cada mulher tratada, uma mulher do grupo de controle cujos escores de propensão sejam “o mais próximo possível”.

Existem vários procedimentos de identificação dessas mulheres controles e tratadas com escores de propensão semelhantes. Pode-se identificar, por exemplo, pares de mulheres do grupo controle e do grupo tratamento que tenham exatamente o mesmo escore. Fazendo isso, entretanto, corremos o risco de não encontrar mulheres-controle para todas as mulheres tratadas e, dado que o evento “natimorto” já é um evento raro, isso não é desejável. Nesse estudo, realizamos o pareamento pelo “método do vizinho mais próximo”.

De acordo com esse método, podem-se escolher quantos “vizinhos” forem desejados contanto que o tamanho da amostra seja suficiente; ou seja, podem-se escolher quantas mulheres servirão de controle para cada mulher do grupo-tratamento, sendo que ao utilizarmos apenas uma mulher como controle, é como se estivéssemos atribuindo peso 1 a ela e peso zero às demais controles (Pazello & Fernandes, 2004). Na realidade, segundo Smith (1997), quanto mais “controles” estão disponíveis para cada “unidade tratada”, melhor. Isto porque, selecionar mais de um controle como par para cada unidade do grupo tratamento aumenta a eficiência do procedimento além de poder reduzir o viés, em alguns casos. Ainda para esse autor, o pareamento constitui um instrumental especialmente útil se a condição que define os indivíduos como tratamento é um evento raro na

população e os controles são numerosos e diferentes dos tratados. E esse é o caso da ocorrência de natimortos (evento que define o nosso grupo tratamento).

Nesse capítulo, assim como Pazello & Fernandes (2004), realizamos seis pareamentos: com 1, 5 e 10 vizinhos; e em todos os casos, testamos uma distância máxima entre os escores de propensão de controles e tratadas de 0.0001 e de 0.00001²⁸ e selecionamos um suporte comum no qual delimitamos um mesmo intervalo de valores para os escores de propensão de tratadas e controles. Além disso, utilizamos pareamento com reposição. Isso significa que uma mulher do grupo-controle pode ser pareada com mais de uma mulher do grupo-tratamento. De acordo com Dehejia & Wahba (2002), essa escolha minimiza a distância entre o escore de propensão entre controles e tratadas e, dessa forma, reduz o viés da amostra.

Ao estimarmos o escore de propensão, assumimos que a probabilidade de uma mulher da nossa amostra ser tratada (ou seja, não ter filhos, mas ter experimentado um natimorto) respeite a uma função logística, cujas variáveis independentes sejam, na medida do possível, as mesmas da equação (3.3.3), acrescidas de algumas interações entre essas variáveis incluídas nos modelos. A inclusão dessas interações se fez necessária para que as diferenças entre os grupos tratamento e controle fossem “zeradas” e, assim, a propriedade de balanceamento do escore de propensão fosse satisfeita (Dehejia & Wahba, 2002; Pazello & Fernandes, 2004).

Ao todo, estimamos oito modelos de escores de propensão. Um para cada amostra de mulheres (todas as mulheres de 15 a 49 anos, de 15 a 39, de 40 a 49 e, apenas as unidas de 15 a 49 anos) nas décadas de 1990 e 2000.

Depois de computarmos os escores de propensão, re-estimamos mais 6 vezes a equação (4.3.3), variando a distância máxima determinada entre os escores dos pares de tratados e controles e o número de vizinhos. Isso significa que, no total, além dos 16 efeitos do primeiro filho sobre a participação das mães (em termos de ocupação e PEA) do modelo original (sem pareamento), temos mais 96 (16x6) efeitos estimados com base no escore de propensão. Esses novos modelos

²⁸ Esses constituem valores testados por Dehejia & Wahba (2002).

servirão de base para avaliar em que medida o modelo sem pareamento é enviesado ou não.

4.4 Resultados e discussão

A estimação dos escores de propensão

Os modelos logitos utilizados na estimação do escore de propensão ao grupo de tratamento (ou seja, da probabilidade de uma mulher ter natimortos), bem como uma análise da qualidade dos pareamentos realizados com base nesses escores constam no ANEXO 1. Por hora, vale dizer que todas as diferenças entre as mulheres do grupo-controle e aquelas do grupo-tratamento (que podem ser observadas na seção descritiva 4.2.2) existentes nas amostras totais (antes do pareamento), se tornaram não significativas após o pareamento. Uma evidência de que o pareamento, de fato, reduziu o viés das nossas amostras.

O efeito do primeiro filho sobre a participação das mães no mercado de trabalho

Inicialmente, estimamos o efeito do primeiro filho sobre o fato da mulher estar trabalhando e sobre o fato dela constituir parte da PEA, com base em um modelo logito tal como definido na seção metodológica desse capítulo (equação 4.3.3). Como já mencionado, estimamos um modelo para cada uma das quatro amostras de mulheres, em ambas as décadas; o que produz um total de 16 modelos (considerando que são duas variáveis-resposta). Posteriormente, tendo estimado o escore de propensão e encontrado pares de mulheres controles e tratadas (semelhantes em termos do escore de propensão) re-estimamos esses modelos utilizando as quatro amostras pareadas (com 1, 5 e 10 vizinhos e a distância de 0.0001 e de 0.00001 entre os escores de propensão de tratadas e controles em cada par de mulheres encontrado). Esses modelos estimados com base no escore de propensão nos indicam em que medida o efeito do primeiro filho captado no modelo original pode estar enviesado. Damos início à nossa análise dos resultados pelos modelos cuja variável-resposta se refere à participação na PEA.

O efeito do primeiro filho sobre a condição de atividade das mulheres

Na TAB. 4.8, reportamos o efeito marginal do primeiro filho sobre a probabilidade de participação na PEA, para as quatro amostras de mulheres na década de 1990. Primeiramente, destaca-se o fato de que todos os efeitos apresentados nessa tabela são negativos, o que indica que o nascimento do primeiro filho tende a diminuir a probabilidade de a mãe fazer parte da PEA.

Nessa tabela, a linha denominada 'Original' contém o efeito marginal estimado com base nas amostras não pareadas de mulheres, enquanto nas demais linhas estão os efeitos baseados nas amostras pós-pareamento. Entre os modelos com pareamento, ao utilizarmos 1 vizinho apenas, o efeito marginal do primeiro filho sobre as mulheres com apenas um filho é reduzido se comparamos ao pareamento com 5 ou 10 vizinhos. De fato, se muitos controles estão disponíveis, selecionar mais de um controle para cada tratado aumenta a eficiência do procedimento (já que, assim há um maior uso dos dados disponíveis) podendo até mesmo reduzir significativamente o viés amostral (Smith, 2007). Como consequência disso, em todas as amostras, os modelos com pareamento utilizando 5 ou 10 vizinhos se aproximam mais dos modelos originais, embora apresentem efeito inferiores àqueles dos modelos sem pareamento (originais), fato que revela a redução do viés amostral proporcionada pelo pareamento.

Ao variarmos a distância máxima entre os escores de propensão em cada par "controle-tratada" (*caliper*), vemos que a diferença entre o *caliper* 0.0001 e o *caliper* 0.00001 existem, mas são pequenas.

Assim, considerando que o pareamento contribuiu para a redução do viés amostral e, mais que isso, que a utilização de mais de um controle para cada tratada é mais eficiente em termos do melhor aproveitamento das informações disponíveis, tiramos uma média dos efeitos do terceiro filho encontrados nos modelos pareados com 5 e 10 vizinhos (ambos os *calipers*), para interpretarmos a nossa estimativa do efeito marginal do terceiro filho sobre a participação no mercado de trabalho das mães.

Feitas essas considerações, encontramos na TAB. 4.8 que o primeiro filho reduz a participação das mulheres na PEA em 8.25% se consideramos aquelas de 15 a 49 anos, em 9% para aquelas unidas, 9.53% para as de 15 a 39 anos e,

finalmente, de 7.19% para as que têm entre 40 e 49 anos. Isso significa dizer que o fato delas terem um filho faria com que sua participação na PEA passasse de uma média de 64.62% para 59.29%, de 59.76% para 54.38%, de 63.46% para 57.41% e de 66.1% para 61.35%, respectivamente. Pela análise desses números, vemos na comparação entre as amostras de mulheres, que o efeito do primeiro filho é menor quando se considera as mulheres mais velhas (de 40 a 49 anos de idade); fato que deve estar relacionado a um efeito de mais longo prazo da maternidade, já que as mulheres, em geral, procuram ter filhos antes dos quarenta anos de idade. Esse comportamento foi também constatado por Pazello & Fernandes (2004). Destacamos também o fato de que essas mulheres participam mais, em média, no mercado de trabalho; isto porque, quando excluimos as mulheres mais jovens, excluimos mulheres que, por estarem, talvez, se qualificando, **ainda** não estejam trabalhando (Pazello & Fernandes, 2004).

TABELA 4.8

Efeito marginal do primeiro filho sobre a participação feminina na PEA (em %) - Mulheres de 15 a 49 anos - Brasil - Década de 1990

Método	Grupo etário			
	15 a 49 anos		15 a 39 anos	40 a 49 anos
	Todas as mulheres	Mulheres unidas		
Original	-9.4011 (0.0000)	-9.1273 (0.0000)	-10.0306 (0.0000)	-6.6663 (0.0020)
Pareamento com 1 vizinho	-8.6963 (0.0000)	-7.4782 (0.0010)	-7.9199 (0.0000)	-5.1078 (0.1580)
Caliper, $\forall \leq 0.0001$ Pareamento com 5 vizinhos	-8.1432 (0.0000)	-8.2998 (0.0000)	-9.1182 (0.0000)	-6.1951 (0.0140)
Pareamento com 10 vizinhos	-8.4870 (0.0000)	-8.4256 (0.0000)	-9.6144 (0.0000)	-6.7509 (0.0090)
Pareamento com 1 vizinho	-8.2434 (0.0000)	-8.5306 (0.0000)	-8.1266 (0.0000)	-5.3352 (0.1210)
Caliper, $\forall \leq 0.00001$ Pareamento com 5 vizinhos	-7.9045 (0.0000)	-9.4568 (0.0000)	-9.2886 (0.0000)	-7.8060 (0.0060)
Pareamento com 10 vizinhos	-8.4726 (0.0000)	-9.8149 (0.0000)	-10.1177 (0.0000)	-8.0032 (0.0050)

Fonte: IBGE/Pnads 1992 a 1999.

Nota: Valor-p entre parênteses.

A TAB. 4.9 reporta os mesmos efeitos da tabela anterior para a década de 2000. Análise semelhante à da década de 1990 pode ser feita para os anos de 2000. Primeiramente, destaca-se o fato de que embora ainda haja um efeito do primeiro

filho significativo sobre a probabilidade das mulheres serem ativas, esse efeito diminuiu entre as décadas de 1990 e 2000, em todas as amostras de mulheres.

Na década de 2000, o primeiro filho reduz a participação das mulheres **sem filhos** na PEA (TAB. 4.9) em 6.4% (contra 8.25% da década anterior) se consideramos aquelas de 15 a 49 anos, em 6.65% (contra 9%) para aquelas unidas, 8.81% (contra 9.53%) para as de 15 a 39 anos e, finalmente, de 3.46% pontos percentuais (contra 7.19%) para as que têm entre 40 e 49 anos. Tais números indicam que se as mulheres que não tinham filhos na década de 2000 resolvessem ter um filho, sua participação na PEA seria reduzida de 67.83% para 62.79% na amostra de 15 a 49 anos, de 65.68% para 60.57% se consideramos apenas as unidas de 15 a 49 anos, de 69.04% para 62.30% para as mulheres de 15 a 39 anos e de 66.85% para 64.12% para aquelas de 40 a 49 anos. Observa-se que, entre as décadas de 1990 e 2000, a maior redução do efeito de filhos sobre a participação no mercado de trabalho se refere às mulheres mais velhas (de 40 a 49 anos de idade): enquanto na década de 1990, o nascimento do primeiro filho reduzia a participação feminina na PEA em 7.19%, nos anos de 2000, esse percentual cai para 3.46%.

TABELA 4.9

Efeito marginal do primeiro filho sobre a participação feminina na PEA (em %) - Mulheres de 15 a 49 anos - Brasil - Década de 2000

Método	Grupo etário			
	15 a 49 anos		15 a 39 anos	40 a 49 anos
	Todas as mulheres	Mulheres unidas		
Original	-6.6948 (0.0000)	-7.9487 (0.0000)	-8.1278 (0.0000)	-3.7121 (0.0000)
Pareamento com 1 vizinho	-5.9413 (0.0000)	-5.3065 (0.0010)	-9.4347 (0.0030)	-5.2399 (0.0090)
Caliper, $\alpha=0.0001$				
Pareamento com 5 vizinhos	-6.1450 (0.0000)	-6.2418 (0.0000)	-8.8455 (0.0000)	-3.5475 (0.0270)
Pareamento com 10 vizinhos	-6.0336 (0.0000)	-6.6807 (0.0000)	-9.0669 (0.0000)	-3.3237 (0.0150)
Pareamento com 1 vizinho	-6.5451 (0.0000)	-5.8709 (0.0000)	-9.2554 (0.0030)	-5.0345 (0.0140)
Caliper, $\alpha=0.00001$				
Pareamento com 5 vizinhos	-6.6746 (0.0000)	-6.4771 (0.0000)	-8.6841 (0.0000)	-3.4313 (0.0610)
Pareamento com 10 vizinhos	-6.7634 (0.0000)	-7.1861 (0.0000)	-8.6393 (0.0000)	-3.5552 (0.0130)

Fonte: IBGE/Pnads 2001 a 2007.

Nota: Valor-p entre parênteses.

O efeito do primeiro filho sobre a condição de ocupação feminina

Além de analisarmos o efeito do primeiro filho sobre a probabilidade das mulheres constituírem parte da PEA, também avaliamos esse efeito sobre a probabilidade das mulheres estarem, efetivamente, trabalhando. A TAB. 4.10 mostra esse efeito para as quatro amostras na década de 1990. Ao considerarmos todas as mulheres de 15 a 49 anos, o primeiro filho reduzia em 5.39% a probabilidade de essas mulheres serem parte da PEA na década de 1990, para as mulheres unidas, essa redução era de 6.02%, para aquelas de 15 a 39 anos, de 4.21% e, finalmente, considerando-se as mulheres de 40 a 49 anos, o primeiro filho diminuiria a probabilidade de a mulher estar ocupada em 7.14%. Diferentemente daquilo que observamos em relação ao efeito do primeiro filho sobre a PEA, onde esse filho reduzia mais a participação das mulheres mais jovens (-9.53%), no caso do *status* ocupacional, o primeiro filho reduz mais a probabilidade das mulheres mais velhas estarem trabalhando (-7.14%).

TABELA 4.10

**Efeito marginal do primeiro filho sobre a ocupação feminina (em %) -
Mulheres de 15 a 49 anos - Brasil - Década de 1990**

Método	Grupo etário				
	15 a 49 anos		15 a 39 anos	40 a 49 anos	
	Todas as mulheres	Mulheres unidas			
Original	-7.1569 (0.0000)	-6.4341 (0.0000)	-5.1538 (0.0010)	-6.8544 (0.0030)	
Caliper, ∇=0.0001	Pareamento com 1 vizinho	-5.3457 (0.0020)	-3.5579 (0.1160)	-3.4714 (0.1130)	-5.2277 (0.1800)
	Pareamento com 5 vizinhos	-5.2241 (0.0000)	-5.3494 (0.0050)	-3.7707 (0.0240)	-6.0273 (0.0200)
	Pareamento com 10 vizinhos	-5.6698 (0.0000)	-5.5540 (0.0020)	-4.2502 (0.0070)	-6.5564 (0.0140)
	Pareamento com 1 vizinho	-4.8607 (0.0040)	-4.4184 (0.0180)	-3.9303 (0.0910)	-5.5791 (0.1470)
Caliper, ∇=0.00001	Pareamento com 5 vizinhos	-5.0128 (0.0010)	-6.3767 (0.0000)	-3.9772 (0.0240)	-7.8006 (0.0080)
	Pareamento com 10 vizinhos	-5.6395 (0.0000)	-6.7994 (0.0000)	-4.8567 (0.0050)	-8.1862 (0.0070)

Fonte: IBGE/Pnads 1992 a 1999.

Nota: Valor-p entre parênteses.

Em relação à década de 2000, assim como observado na variável relacionada à participação feminina na PEA, o efeito do primeiro filho sobre o fato das mulheres

estarem trabalhando é reduzido em relação à década anterior (TAB. 4.11). Nos anos de 2000, temos que o primeiro filho reduz a probabilidade da mulher de 15 a 49 anos estar ocupada em 3.46%. Se considerarmos as outras amostras, vemos que a redução é de 3.25% para aquelas unidas e de 5.19% para as de 15 a 39 anos. Em relação às mulheres de 40 a 49 anos de idade, o efeito negativo do primeiro filho sobre o fato da mulher estar trabalhando, presente na década anterior (de -7.15%), desaparece na década de 2000.

TABELA 4.11

**Efeito marginal do primeiro filho sobre a ocupação feminina (em %) -
Mulheres de 15 a 49 anos - Brasil - Década de 2000**

Método	Grupo etário				
	15 a 49 anos		15 a 39 anos	40 a 49 anos	
	Todas as mulheres	Mulheres unidas			
Original	-4.7831 (0.0000)	-5.5285 (0.0000)	-5.7129 (0.0070)	-1.7810 (0.2520)	
Caliper, □=0.0001	Pareamento com 1 vizinho	-3.1722 (0.1280)	-1.9231 (0.1630)	-6.3804 (0.0790)	-1.4746 (0.5650)
	Pareamento com 5 vizinhos	-2.9519 (0.0190)	-3.0444 (0.0240)	-5.1102 (0.0140)	-0.6587 (0.7510)
	Pareamento com 10 vizinhos	-3.2929 (0.0040)	-3.3378 (0.0040)	-5.7192 (0.0040)	-0.6148 (0.7410)
	Pareamento com 1 vizinho	-3.6621 (0.0920)	-2.0964 (0.1530)	-5.7875 (0.0870)	-1.0056 (0.7050)
Caliper, □=0.00001	Pareamento com 5 vizinhos	-3.5450 (0.0060)	-2.9551 (0.0220)	-4.7286 (0.0240)	0.0225 (0.9930)
	Pareamento com 10 vizinhos	-4.0466 (0.0010)	-3.6550 (0.0030)	-5.1957 (0.0100)	-0.3107 (0.8790)

Fonte: IBGE/Pnads 2001 a 2007.

Nota: Valor-p entre parênteses.

Entre os principais resultados desse capítulo, destacamos que o primeiro filho afeta mais negativamente a probabilidade de inserção das mulheres mais jovens no mercado de trabalho. Isso pode ser explicado pelo fato de que, em geral, as mulheres decidem ter filhos antes dos quarenta anos e, portanto, os filhos das mulheres que têm entre 40 e 49 anos de idade, devem ser mais velhos, o que provavelmente diminui as chances dessas mulheres saírem do mercado de trabalho por conta dos filhos (Pazello & Fernandes, 2004).

Além disso, o efeito do primeiro filho sobre a participação feminina no mercado de trabalho diminuiu para todas as mulheres entre os anos de 1990 e os anos de 2000, sendo elas unidas ou não, jovens ou não.

5 A ESTIMAÇÃO DO EFEITO DA MATERNIDADE SOBRE A PARTICIPAÇÃO FEMININA NO MERCADO DE TRABALHO: COMPARANDO MULHERES COM 1 FILHO A MULHERES COM 2 FILHOS

5.1 O experimento: o nascimento de gêmeos

Enquanto no capítulo anterior estávamos interessados em estimar o efeito do primeiro filho sobre a participação das mães no mercado de trabalho, nesse capítulo estimamos o efeito do segundo filho sobre essa participação. Com esse objetivo, utilizamos o nascimento de gêmeos na primeira gravidez como um choque exógeno na fecundidade. A hipótese central desse capítulo se baseia no fato de que, em geral, as mulheres que engravidam pela primeira vez, esperam ter **um filho**, o que torna o nascimento de um segundo filho (no caso em que nascem gêmeos) um acontecimento exógeno, não esperado.

Vale destacar, entretanto, que estimar o efeito do segundo filho utilizando o nascimento de gêmeos como *proxy* pode acarretar uma superestimação desse efeito. Isto porque ter filhos gêmeos não é a mesma coisa que ter dois filhos em momentos distintos. Segundo Pazello (2006), no curto prazo, deve haver alguma deseconomia de escala pelo fato de a mulher ter dois filhos de uma só vez e, portanto, isso significa que o efeito do segundo filho estimado com base no nascimento de gêmeos estaria captando também o próprio efeito de se ter gêmeos sobre a participação das mães no mercado. Sendo assim, devemos ressaltar que os efeitos do segundo filho sobre a participação feminina no mercado de trabalho estimados nesse capítulo (usando como *proxy*, os gêmeos) devem ser interpretados como um valor-limite superior do possível impacto de um segundo filho não-planejado.

Como já mencionado nos capítulos anteriores, a utilização de experimentos naturais representa uma tentativa extrema de maximizar a validade interna (exogeneidade), mas que freqüentemente resulta em uma perda significativa de validade externa (capacidade de generalização). Assim como no caso em que

usamos os natimortos, também presenciamos esse *trade-off* ao utilizar como experimento o nascimento de gêmeos.

E, nesse sentido, cabem algumas ressalvas em relação ao uso desse evento na estimação do efeito da maternidade sobre a oferta de trabalho feminina. Primeiramente, a preocupação com a validade externa surge do fato de que os gêmeos são eventos raros²⁹, o que pode fazer com que suas mães tenham características (muito) diferentes do restante das mulheres. E, por isso, mesmo que a validade interna (exogeneidade) seja garantida, os resultados não podem ser generalizados para uma população maior (Moffitt, 2003; Verona, 2004). Essa impossibilidade de generalização das estimativas, além de estar relacionada à raridade do evento, também se deve ao fato de que a variação na fecundidade induzida pelo nascimento de gêmeos pode não ser generalizada a variações na fecundidade provocadas por outras causas ou a mulheres com pouca predisposição a tê-los (Moffitt, 2003).

De fato, existem determinadas características que fazem com que algumas mulheres sejam mais propensas à concepção de gêmeos em relação às outras. Assim, o nascimento de gêmeos apresenta também o problema da validade interna. Há evidências empíricas, por exemplo, de que as mães de gêmeos são mais educadas que aquelas que não tiveram gêmeos. Isto porque mulheres consideradas “mais produtivas” tendem a atrasar a maternidade. E, quanto maior a idade em que a mulher engravida, maior a probabilidade de que ela dê à luz a gêmeos, seja porque a ovulação tende a se tornar mais irregular com o aumento da idade, ou devido aos tratamentos hormonais a que as mulheres mais velhas se submetem para engravidar. Dessa forma, dada a preocupação com uma possível não aleatoriedade desse evento, estudos que utilizem o nascimento de gêmeos como um experimento natural, em geral, controlam pela idade ao ter o(s) filho(s) e escolaridade da mãe (Pazello, 2006).

²⁹ Embora os nascimentos múltiplos sejam, de fato, eventos raros, sua taxa tem aumentado ao longo dos últimos anos, sobretudo em países desenvolvidos (Imaizumi, 2003; Pison & Couvert, 2004; Hoekstra et. al., 2008). Segundo alguns estudos, esse aumento tem sido favorecido, especialmente, pelos avanços da medicina neonatal e reprodutiva (Asztalos et. al., 2001; Kleinhaus et. al., 2008).

Com relação às variáveis influentes sobre a probabilidade de nascimento de gêmeos, é importante levar em conta a existência de dois tipos de gêmeos: idênticos (monozigóticos) e fraternos (dizigóticos), já que estes constituem dois fenômenos biológicos muito distintos. Enquanto os primeiros resultam de uma anomalia no desenvolvimento embrionário, os últimos resultam de uma dupla ovulação e dupla fertilização durante o mesmo ciclo menstrual. E, embora o resultado seja, aparentemente, o mesmo, estes fenômenos são independentes e sujeitos a regras distintas (Pison & Couvert, 2004).

Analisando as mudanças na frequência desses dois tipos de gêmeos em relação a algumas variáveis selecionadas, Pison & Couvert (2004) observaram que a proporção de gêmeos idênticos está sempre situada entre 3.5 e 4.5 por 1000, independentemente da idade da mãe, ordem de nascimento, ou região geográfica de origem, de tal forma que todas as mulheres parecem ser igualmente expostas ao risco de ter gêmeos idênticos³⁰. E, embora, a discussão acerca dos fatores associados ao nascimento de gêmeos idênticos seja ainda pouco conclusiva (Alikani et. al., 2003; Hamamy, Ajlouni & Ajlouni, 2004; Hoekstra et. al., 2008b), potenciais fatores de risco para o nascimento de gêmeos idênticos são uma história reprodutiva complexa, ou seja, marcada por diversas tentativas de fecundação assistida (Alikani et. al., 2003; Colletto, Segre & Beiguelman, 2001), e o uso prolongado de contraceptivos orais (Colletto, Segre & Beiguelman, 2001).

Já, a proporção de gêmeos fraternos, segundo Pison & Couvert (2004), varia bastante de acordo, principalmente, com algumas características maternas. Dentre as quais, eles destacam a idade (a taxa de nascimento de gêmeos fraternos aumenta constantemente desde a puberdade até os 36-37 anos de idade e cai vertiginosamente, voltando à zero na menopausa), a parturição (controlando pela idade da mãe, a taxa de nascimento de gêmeos aumenta quanto maior a sua ordem de nascimento; embora essa variação seja menor se comparada àquela provocada pela idade materna), a região de origem (embora, variações semelhantes associadas à idade da mãe e à parturição sejam observadas em todas as populações, os níveis das taxas de gêmeos encontrados

³⁰ Tal fato é também confirmado por outros estudiosos, como Obi-Osius (2003) & Hoekstra et. al. (2008a).

variam significativamente de uma região à outra, devido, principalmente a diferenças hormonais genéticas características de cada população; segundo Pison & Couvert (2004), controlando pela idade e parturição, as taxas de nascimento de gêmeos na África Sub-Sahariana são cerca de 2 vezes as taxas da Europa e de 4 a 5 vezes as taxas da China e Japão) e a predisposição genética (mulheres que já tiveram gêmeos fraternos têm maiores chances desse fato se repetir, assim como há uma maior propensão de suas irmãs e filhas também experimentarem o evento).

Adicionalmente, alguns estudos sugerem que após a introdução de tratamentos de indução à ovulação e de tecnologias de fecundação assistidas, a ocorrência de gêmeos fraternos passou a depender não apenas de fatores biológicos, mas também da popularidade do uso de medicamentos indutores e de técnicas de fecundação *in vitro* em cada região (Imaizumi, 2003; Obi-Osius et. al., 2004) – como já mencionado, esses fatores relacionados aos avanços na medicina são os mais influentes na concepção de gêmeos idênticos. Imaizumi (2003) destaca o fato de que a maior ocorrência de gêmeos fraternos também se associa às características de raça/etnia da população, mas tal associação pode ser mascarada pelos avanços locais da medicina reprodutiva.

Diante desse contexto no qual as mulheres submetidas a tratamentos hormonais (em função de dificuldades de engravidar) apresentam maiores probabilidades de conceberem gêmeos e dado que esses tratamentos são dispendiosos, essas mulheres (e/ou seus companheiros) devem auferir rendimentos maiores (Colletto, Segre & Beiguelman, 2001; Pazello, 2006).

Outras variáveis associadas à maior probabilidade de concepção de gêmeos fraternos, presentes na literatura, são a idade paterna avançada (Kleinhaus et. al., 2008), a exposição da mãe à poluição industrial (Obi-Osius et. al., 2004), o índice de massa corporal, a altura e o hábito de fumar maternos (Hoekstra et. al., 2008a³¹).

³¹ HOEKSTRA, C. *et al.* Body composition, smoking and spontaneous dizygotic twinning. **Fertility and Sterility**, Birmingham, 2008a. No prelo.

Embora não haja uma associação clara entre o nascimento de gêmeos idênticos e características genéticas, ambientais ou maternas, tais fatores motivam a ocorrência de gêmeos fraternos (Hamamy, Ajlouni & Ajlouni, 2004; Hoekstra et al., 2008a³²). E, dada a maior frequência com que estes ocorrem em relação aos primeiros (Colleto, Segre & Beiguelman, 2001; Imaizumi, 2003), estudos que utilizem dados de gêmeos devem, sempre que possível e justificável dentro de cada contexto, considerar essas características diferenciadas em suas análises.

De fato, assim como no caso em que utilizamos a ocorrência de natimortos como *proxy* para a fecundidade, não temos como controlar nossas estimativas do efeito de filhos sobre a participação feminina no mercado de trabalho (com base no nascimento de gêmeos) no que se refere a todas as características associadas ao evento “gêmeos” mencionadas nessa seção. Mas, de acordo com a disponibilidade de informações às quais temos acesso, podemos verificar o quão semelhantes³³ as mães de gêmeos são em relação àquelas que têm apenas um filho e, assim, realizar nossas estimações controlando pelas diferenças observadas.

5.2 Fontes dos dados

Nesse capítulo, assim como no anterior, utilizamos a série das Pnads (Pesquisa Nacional de Amostras por Domicílios) realizadas no período de 1992 a 2007³⁴. Novamente, devido à raridade do evento “gêmeos”, empilharemos (decenalmente) as Pnads selecionadas, de forma a gerar dois bancos de dados (um com as Pnads de 1992 a 1999 e outro com as Pnads de 2001 a 2007) contendo, além das variáveis necessárias ao exercício empírico, uma variável *dummy* identificadora do ano em que foi realizada cada pesquisa.

³² HOEKSTRA, C. *et al.* Body composition, smoking and spontaneous dizygotic twinning. **Fertility and Sterility**, Birmingham, 2008a. No prelo.

³³ E é desejável que elas sejam muito parecidas, já que será um estudo do tipo caso-controle.

³⁴ Como, apenas as décadas de 1990 e de 2000 informavam sobre o fato das mulheres terem tido algum natimorto, definimos que as Pnads realizadas entre 1992 e 2007 seriam a base também para as estimações do efeito de filhos fundamentadas nos gêmeos (atual capítulo) e na preferência dos pais por filhos de ambos os sexos (próximo capítulo).

As Pnads são pesquisas realizadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e contêm diversas informações socioeconômicas, algumas de caráter permanente nas pesquisas, como aquelas acerca das características gerais da população, educação, trabalho, rendimento e infra-estrutura domiciliar, e outras de periodicidade variável, como as características migratórias, de fecundidade, nupcialidade, saúde, nutrição e outros temas que são incluídos de acordo com as necessidades demandadas em cada época.

Além de informações sobre características básicas como idade, escolaridade, *status* ocupacional, renda, posição na família, área e região de residência, as variáveis-chave para montar os bancos de dados utilizados nesse capítulo são o mês e o ano de nascimento, informações necessárias e suficientes para a identificação dos gêmeos.

5.2.1 Restrições amostrais

Inicialmente, a amostra de interesse se restringe às mulheres-mães de 15 a 49 anos de idade³⁵, de tal forma que aquelas mães de gêmeos constituem o grupo de tratamento e aquelas mães de um filho compõem o grupo-controle. Destaca-se o fato de que, com relação aos gêmeos, nos interessam apenas os gêmeos na primeira gravidez. Tal filtro se faz necessário para garantir a aleatoriedade da ocorrência de gêmeos, já que, como já mencionado, muitos estudos reportam a existência de correlação entre a probabilidade do nascimento de gêmeos e algumas características observáveis da mãe, especialmente, a parturição e a idade ao ter o filho (Pazello, 2004; Lérica, 2006). Além dessa amostra, também construímos uma contendo apenas as mulheres unidas³⁶ de 15 a 49 anos de idade.

³⁵ Escolhemos 49 anos como limite superior de idade por três motivos: 1) por constituir um limite plausível para o fim período fértil da mulher; 2) nos interessa avaliar a participação da mulher no mercado de trabalho; e 3) para manter o grupo etário utilizado no caso dos natimortos (capítulo anterior).

³⁶ Foram definidas como mulheres unidas aquelas que viviam em famílias nas quais havia a presença de um cônjuge.

Dado que pode ser que as famílias que tiveram gêmeos na primeira gravidez, ajustem essa variação exógena da fecundidade no longo prazo, de forma que, o evento “gêmeos” tenha um impacto significativo sobre o número de filhos, mas que esse impacto diminua ao longo do tempo (Pazello, 2006), nesse capítulo, foram também estimados modelos de curto, médio e longo prazos. Para isso, estimamos adicionalmente, assim como sugerido por Pazello (2006), modelos considerando apenas mães de 15 a 49 anos que tiveram seus filhos: a) há, no máximo, 2 anos; b) entre 3 e 6 anos atrás; c) entre 7 e 12 anos atrás e d) há mais de 13 anos.

Dito isso, para definir cada uma dessas amostras, identificamos as mães dentro das famílias (que são aquelas classificadas como chefes ou cônjuges na variável de posição na família) e, então, com base no mês e ano de nascimento dos dois primeiros filhos, determinamos se o primeiro nascimento que ela teve foi de gêmeos. Assim, se a informação da data de nascimento (mês e ano) do filho mais velho coincidiu com a informação do segundo filho mais velho, essa mãe foi incluída na amostra de mães de gêmeos. Se, por outro lado, a mãe tinha apenas um filho, ela foi incluída na amostra-controle (ou seja, daquelas que não tiveram gêmeos).

Com o objetivo de minimizar erros na alocação das crianças às suas supostas mães (já que com base na variável de posição na família não sabemos se os filhos são, de fato, das mulheres chefes ou cônjuges) retiramos da amostra as mulheres para as quais a diferença entre a sua idade e a do seu primeiro filho foi inferior a 14 anos.

Na TAB. 5.1, mostramos todos os filtros que foram necessários à construção dos nossos bancos de dados para ambas as décadas (1990 e 2000). Observa-se que consideramos um total de 6 amostras para cada década. Em relação à década de 2000, novamente uma ressalva: como apenas a partir de 2004, o IBGE passou a incluir nas pnads a área rural da região Norte, optamos por excluir essa área do nosso banco de dados nas pnads referentes aos anos de 2004 a 2007, de forma a manter uma coerência ao longo de toda a década de 2000.

TABELA 5.1

Construção dos bancos de dados – Tamanho das amostras de interesse - Brasil – Décadas de 1990 e 2000

Amostras	Filtros	Década	
		1990	2000
Amostra-base	Mulheres chefes ou cônjuges com um ou dois filhos	320,804	437,663
	Solteiras ou em união heterossexual	318,767	436,298
	Com idade entre 15 e 49 anos	245,989	327,657
	Cuja idade ao nascimento do 1º filho foi igual ou superior a 14 anos	242,862	322,896
	Cuja raça/cor foi informada	242,840	322,880
	Cuja escolaridade foi informada	241,760	319,004
	Cuja condição de atividade (se PEA ou não) foi informada	241,728	318,994
	Cuja renda foi informada	238,253	314,435
	Mães de gêmeos e mães de um filho apenas	116,079	164,088
1ª: Mulheres 15-49 anos	Tratamento: mães de gêmeos	1,053	1,461
	Controle: com um filho	115,026	162,627
2ª: Mulheres 15-49 anos unidas	Tratamento: mães de gêmeos	797	1,074
	Controle: com um filho	83,733	114,445
3ª: Mulheres 15-49 anos com filho(s) de, no máximo, 2 anos	Tratamento: mães de gêmeos	275	322
	Controle: com um filho	42,226	46,204
4ª: Mulheres 15-49 anos com filho(s) de, entre 3 e 6 anos	Tratamento: mães de gêmeos	271	333
	Controle: com um filho	29,076	40,160
5ª: Mulheres 15-49 anos com filho(s) de, entre 7 e 12 anos	Tratamento: mães de gêmeos	242	362
	Controle: com um filho	20,894	34,103
6ª: Mulheres 15-49 anos com filho(s) de, no mínimo, 13 anos	Tratamento: mães de gêmeos	265	444
	Controle: com um filho	22,830	42,160

Fonte: IBGE/Pnads 1992 a 2007.

5.2.2 Análise descritiva

Década de 1990

Nas TABs. 5.2 e 5.3, apresentamos a distribuição ou média (no caso de variáveis contínuas) de algumas características dos grupos de tratamento e controle considerando as seis amostras para a década de 1990. A TAB. 5.2 descreve a amostra que considera todas as mulheres de 15 a 49 anos de idade e aquela constituída apenas das mulheres unidas nesse mesmo grupo etário e na TAB. 5.3 descrevemos as quatro restantes – aquelas que consideram a idade do(s) filho(s) mais velho(s).

Em se tratando das características sócio-demográficas, observamos que, em todas as amostras, as mulheres tratadas são, em média, mais velhas que aquelas do grupo-controle e, além disso, tiveram seus filhos gêmeos também mais tarde em comparação às mulheres-controle (considerando todas as mães de 15 a 49 anos, a idade média ao engravidar das tratadas é de 26.08 anos, ao passo que as controles têm, em média, 24.17 anos). Isso evidencia a associação existente entre idade e nascimento de gêmeos (Pison & Couvert, 2004), no sentido de que quanto maior a idade da mulher, maior sua probabilidade de ter gêmeos³⁷. Verificamos ainda que as mulheres-tratamento são mais escolarizadas (7.18 anos médios de estudo, contra 6.76 das controles) – à exceção das mães cujo(s) filho(s) mais velho(s) têm entre 3 e 6 anos. De fato, há evidências empíricas, de que as mães de gêmeos são mais educadas que aquelas que não tiveram gêmeos porque mulheres consideradas “mais produtivas” tendem a atrasar a maternidade. E, quanto maior a idade em que a mulher engravida, maior a probabilidade de que ela tenha gêmeos, seja porque a ovulação tende a se tornar mais irregular com o aumento da idade, ou devido aos tratamentos hormonais a que as mulheres mais velhas se submetem para engravidar (Pazello, 2006).

³⁷ Implícito aqui, o fato de que entre os gêmeos, deve mesmo haver uma maior frequência de fraternos em relação aos idênticos no Brasil, já que a literatura sugere que apenas esses têm sua probabilidade de ocorrência associada à idade materna (Colleto, Segre & Beiguelman, 2001; Imaizumi, 2003).

Pela análise das TABs. 5.2 e 5.3, também observamos uma maior proporção de brancas entre as tratadas em relação às controles (para todas as mães, 66.12% das tratadas são brancas, enquanto esse percentual passa a ser 60.81% ao considerarmos as controles). Além disso, há um maior percentual de mães de gêmeos em regiões mais desenvolvidas do país (como na região Sudeste e em áreas urbanas) e, em contrapartida, há uma menor representatividade dessas nas regiões ditas menos desenvolvidas (como no Nordeste) em relação às mães de não-gêmeos. Tais características, por estarem associadas a melhores condições de vida e também a recursos médicos mais avançados, sugerem a existência de uma associação positiva entre renda e probabilidade de ocorrência de gêmeos, também respaldada pela literatura (Colletto, Segre & Beiguelman, 2001). Assim, observa-se que a análise descritiva do banco de dados revela o viés presente na nossa amostra, já que a ocorrência de gêmeos parece estar associada a melhores condições de vida maternas.

Em relação à proporção de mulheres unidas, há uma maior representatividade entre as tratadas (77.33% de todas as mães de 15 a 49 anos são unidas contra 74.16% do grupo de controle). Em se tratando da proporção de mulheres-chefes, verificamos uma maior representatividade entre as tratadas apenas nas amostras que consideram as mães de filhos de, pelo menos, 7 anos de idade; ou seja entre as mães mais velhas. Ao considerarmos as amostras de mães mais jovens (com filhos de, no máximo 6 anos de idade), há mais chefes entre as mães de gêmeos em relação às mães de apenas um filho.

TABELA 5.2

Distribuição (%) e média de características observadas selecionadas - Mães de 15 a 49 anos - Brasil - Década de 1990

Característica	Todas as mães			Apenas as unidas		
	T ¹	C ²	Dif ³	T ¹	C ²	Dif ³
<i>Sociodemográficas</i>						
Branças (%)	66.12	60.81	5.31 ***	71.34	63.78	7.56 ***
Unidas (%)	77.33	74.16	3.17 ***	-	-	-
Chefes (%)	24.69	27.58	-2.89 ***	2.61	2.35	0.26 ***
Idade média corrente	33.98 (8.54)	30.91 (9.15)	3.07 ***	33.94 (8.36)	30.74 (8.95)	3.20 ***
Idade média ao ter o(s) filho(s)	26.08 (5.57)	24.17 (5.66)	1.90 ***	26.17 (5.57)	24.35 (5.62)	1.82 ***
Anos médios de estudo	7.18 (4.17)	6.76 (4.03)	0.42 ***	7.31 (4.18)	6.78 (4.01)	0.52 ***
<i>Geográficas</i>						
Região de residência						
Sul	19.36	18.92	0.44 ***	21.02	20.58	0.44 ***
Sudeste	52.55	46.45	6.10 ***	54.35	46.94	7.41 ***
Norte	3.88	4.24	-0.36 ***	3.84	3.77	0.07 **
Nordeste	16.97	22.95	-5.98 ***	14.24	21.44	-7.20 ***
Centro-Oeste	7.23	7.45	-0.22 ***	6.54	7.26	-0.72 ***
Situação de residência						
Urbana	87.93	84.95	2.98 ***	88.59	83.16	5.43 ***
Área de residência						
Metropolitana	34.67	34.30	0.37 ***	33.42	33.15	0.27 ***
<i>Ocupacionais</i>						
Ativas	57.58	59.34	-1.76 ***	54.58	53.79	0.79 ***
Ocupadas	53.37	53.09	0.28 ***	51.01	48.64	2.37 ***
Renda média familiar ⁵	542.31 (965.58)	428.01 (877.51)	114.30 ***	615.26 (1007.39)	501.77 (970.55)	113.49 ***
Renda média do não trabalho ^{4,5}	401.90 (758.56)	315.51 (713.25)	86.39 ***	476.34 (805.25)	400.70 (800.90)	75.64 ***
Jornada de trabalho de, ao menos, 40 horas semanais (%) ⁵	34.31	34.59	-0.28 ***	30.17	28.63	1.54 ***
Observações	1,053	115,026	-	797	83,733	-

Fonte: IBGE/Pnads 1992 a 1999.

Notas: ¹T = Tratamento (tem gêmeos); ²C = Controle (tem um filho); ³Teste de diferença: T - C; Hipótese nula: T = C; *** significativo a 1%; ** significativo a 5%; ⁴Renda do não trabalho = renda familiar subtraída da renda de todos os trabalhos da própria mulher; ⁵Foi considerado renda zero e jornada de zero horas para quem não trabalhava, por isso, a amostra de mulheres é sempre a mesma, inclusive, para essas variáveis.

Erros-padrão entre parênteses.

TABELA 5.3.1

Distribuição (%) e média de características observadas selecionadas - Mães de 15 a 49 anos segundo a idade do(s) filho(s) mais velho(s) - Brasil - Década de 1990

(continua)

Característica	Com filhos de...					
	no máximo, 2 anos de idade			entre 3 e 6 anos de idade		
	T ¹	C ²	Dif ³	T ¹	C ²	Dif ³
<i>Sociodemográficas</i>						
Branças (%)	61.51	56.86	4.65 ***	68.32	61.91	6.41 ***
Unidas (%)	77.27	77.36	-0.09	77.96	76.67	1.29 ***
Chefes (%)	25.14	24.01	1.13 ***	25.23	24.9	0.33 ***
Idade média corrente	26.54 (6.61)	23.92 (5.61)	2.62 ***	30.23 (6.08)	28.45 (6.09)	1.78 ***
Idade média ao ter o(s) filho(s)	25.59 (6.61)	22.97 (5.61)	2.63 ***	25.86 (6.01)	24.15 (5.91)	1.71 ***
Anos médios de estudo	7.99 (3.97)	6.97 (3.80)	1.02 ***	7.20 (3.87)	7.28 (3.89)	-0.07 ***
<i>Geográficas</i>						
Região de residência						
Sul	14.75	16.47	-1.72 ***	18.57	20.37	-1.80 ***
Sudeste	47.40	42.59	4.81 ***	52.37	46.70	5.67 ***
Norte	7.37	5.00	2.37 ***	3.14	4.00	-0.86 ***
Nordeste	20.26	27.76	-7.50 ***	18.99	21.91	-2.92 ***
Centro-Oeste	10.22	8.18	2.04 ***	6.93	7.02	-0.09
Situação de residência						
Urbana	88.68	81.78	6.90 ***	88.69	85.19	3.50 ***
Área de residência						
Metropolitana	36.33	31.44	4.89 ***	33.07	34.45	-1.38 ***
<i>Ocupacionais</i>						
Ativas	43.44	48.61	-5.17 ***	56.45	63.11	-6.66 ***
Ocupadas	38.60	40.97	-2.37 ***	50.29	56.07	-5.78 ***
Renda média familiar ⁵	474.11 (976.88)	319.99 (753.48)	154.12 ***	362.41 (618.24)	414.12 (859.81)	-51.71 ***
Renda média do não trabalho ^{4,5}	335.92 (595.76)	246.82 (604.14)	89.10 ***	259.41 (505.54)	300.31 (697.25)	-40.90 ***
Jornada de trabalho de, ao menos, 40 horas semanais (%) ⁵	27.45	25.59	1.86 ***	33.02	37.06	-4.04 ***
Observações	275	42,226	-	271	29,076	-

Fonte: IBGE/Pnads 1992 a 1999.

Notas: ¹T = Tratamento (tem gêmeos); ²C = Controle (tem um filho); ³Teste de diferença: T - C; Hipótese nula: T = C; *** significativo a 1%; ⁴Renda do não trabalho = renda familiar subtraída da renda de todos os trabalhos da própria mulher; ⁵Foi considerado renda zero e jornada de zero horas para quem não trabalhava, por isso, a amostra de mulheres é sempre a mesma, inclusive, para essas variáveis.

Erros-padrão entre parênteses.

TABELA 5.3.2

Distribuição (%) e média de características observadas selecionadas - Mães de 15 a 49 anos segundo a idade do(s) filho(s) mais velho(s) - Brasil - Década de 1990

(fim)

Característica	Com filhos de...					
	entre 7 e 12 anos de idade			no mínimo, 13 anos de idade		
	T ¹	C ²	Dif ³	T ¹	C ²	Dif ³
<i>Sociodemográficas</i>						
Branças (%)	65.53	62.88	2.65 ***	68.67	64.63	4.04 ***
Unidas (%)	80.42	70.76	9.66 ***	74.17	68.37	5.80 ***
Chefes (%)	20.88	31.25	-10.37 ***	26.96	34.00	-7.04 ***
Idade média corrente	35.48	35.10	0.37 ***	43.12	42.72	0.40 ***
	(5.78)	(6.51)		(4.24)	(4.72)	
Idade média ao ter o(s) filho(s)	26.27	25.81	0.46 ***	26.56	24.90	1.66 ***
	(5.46)	(6.15)		(4.11)	(4.56)	
Anos médios de estudo	7.28	6.90	0.38 ***	6.33	5.63	0.70 ***
	(4.23)	(4.23)		(4.42)	(4.19)	
<i>Geográficas</i>						
Região de residência						
Sul	22.19	20.73	1.46 ***	21.95	19.86	2.09 ***
Sudeste	50.90	48.70	2.20 ***	58.80	51.00	7.80 ***
Norte	2.22	3.67	-1.45 ***	2.82	3.70	-0.88 ***
Nordeste	18.37	20.61	-2.24 ***	10.85	17.73	-6.88 ***
Centro-Oeste	6.31	6.29	0.02	5.57	7.71	-2.14 ***
Situação de residência						
Urbana	86.81	87.78	-0.97 ***	87.46	87.82	-0.36 ***
Área de residência						
Metropolitana	32.39	37.75	-5.36 ***	36.61	36.12	0.49 ***
<i>Ocupacionais</i>						
Ativas	62.50	68.94	-6.44 ***	67.39	65.23	2.16 ***
Ocupadas	59.75	63.84	-4.09 ***	64.42	61.43	2.99 ***
Renda média familiar ⁵	563.07	491.67	71.40 ***	760.79	581.41	179.38 ***
	(969.05)	(909.42)		(1164.11)	(1034.68)	
Renda média do não trabalho ⁴⁵	398.41	339.36	59.05 ***	602.64	435.88	166.76 ***
	(718.92)	(712.45)		(1034.71)	(878.06)	
Jornada de trabalho de,	33.79	42.88	-9.09 ***	42.09	39.77	2.32 ***
Observações	242	20,894	-	265	22,830	-

Fonte: IBGE/Pnads 1992 a 1999.

Notas:¹T = Tratamento (tem gêmeos); ²C = Controle (tem um filho); ³Teste de diferença: T - C; Hipótese nula: T = C; *** significativo a 1%; ⁴Renda do não trabalho = renda familiar subtraída da renda de todos os trabalhos da própria mulher; ⁵Foi considerado renda zero e jornada de zero horas para quem não trabalhava, por isso, a amostra de mulheres é sempre a mesma, inclusive, para essas variáveis.

Erros-padrão entre parênteses.

Finalmente, as TABs. 5.2 e 5.3 apresentam algumas características ocupacionais das mulheres amostradas, para os anos de 1990. Em primeiro lugar, observamos uma menor proporção de mulheres, tanto ativas, quanto ocupadas, entre aquelas do grupo-tratamento nas amostras de mulheres com filhos menores de 13 anos

(entre as mulheres com filhos de, no máximo 2 anos, 43.44% das tratadas eram ativas; percentual que sobe para 48.61% para as controles). Mas, ao considerarmos mães com filhos de 13 anos ou mais, as mulheres com apenas um filho (controles) passam a ter uma menor proporção tanto de ativas, quanto de ocupadas, em relação às mães de gêmeos (67.39% das tratadas eram ativas enquanto esse percentual cai para 65.23% ao considerarmos o grupo-controle). Aqui, vemos um possível efeito negativo do segundo filho (e da sua idade) sobre a condição de atividade/ocupação das mulheres. Entretanto, como essa análise não controla por nenhuma outra característica das mulheres (apenas compara a proporção de tratadas e controles que são ativas ou ocupadas), pode ser que esse diferencial entre mulheres tratadas e controles reflita fatores que vão além da presença de mais de um segundo filho na família.

Em se tratando da renda, à exceção das mães de filho(s) entre 3 e 6 anos de idade, as mulheres do grupo-tratamento possuem maior renda média familiar e do não trabalho (ao considerarmos todas as mães de 15 a 49 anos de idade, a renda média mensal familiar das mães de gêmeos – tratadas – é R\$ 86.39 superior à das mães de apenas um filho). Mais uma vez, evidencia-se a associação entre o nascimento de gêmeos e melhores condições de vida.

Década de 2000

As TABs. 5.4 e 5.5 apresentam a mesma análise descritiva anterior, para a década de 2000. De uma forma geral, os diferenciais entre os grupos de tratamento e controle apresentam tendência similar à daqueles da década de 1990. Além disso, comparando a década de 1990 à de 2000, verificamos, especialmente, um aumento generalizado (ou seja, tanto para as tratadas quanto para as controles) da idade e escolaridade médias (que, por exemplo, para todas as mães de gêmeos de 15 a 49 anos, passou de 7.18 anos médios de estudo na década de 1990, para 8.22 anos médios na década de 2000), da proporção de mulheres residindo em áreas urbanas (que, para esse mesmo grupo, aumentou de 87.93% nos anos de 1990 para 89.75% na década seguinte) e de mulheres chefes de família (passando de 24.69% na década de 1990 para 30.36% nos anos 2000).

TABELA 5.4

**Distribuição (%) e média de características sociodemográficas selecionadas
- Mães de 15 a 49 anos - Brasil - Década de 2000**

Característica	Todas as mães			Apenas as unidas		
	T ¹	C ²	Dif ³	T ¹	C ²	Dif ³
<i>Sociodemográficas</i>						
Branças (%)	59.84	55.31	4.53 ***	61.56	57.55	4.01 ***
Unidas (%)	74.43	71.50	2.93 ***	-	-	-
Chefes (%)	30.36	33.23	-2.87 ***	6.43	6.63	-0.20 ***
Idade média corrente	34.47 (8.59)	32.37 (9.25)	2.10 ***	34.70 (8.34)	32.30 (9.03)	2.40 ***
Idade média ao ter o(s) filho(s)	25.53 (5.57)	24.22 (5.69)	1.31 ***	25.92 (5.53)	24.50 (5.68)	1.42 ***
Anos médios de estudo	8.22 (4.20)	8.06 (3.95)	0.16 ***	8.24 (4.28)	8.05 (3.94)	0.19 ***
<i>Geográficas</i>						
Região de residência						
Sul	19.67	17.13	2.54 ***	20.62	18.49	2.13 ***
Sudeste	45.65	44.67	0.98 ***	46.04	44.90	1.14 ***
Norte	4.63	5.86	-1.23 ***	3.79	5.30	-1.51 ***
Nordeste	22.25	24.90	-2.65 ***	21.96	23.85	-1.89 ***
Centro-Oeste	7.80	7.43	0.37 ***	7.59	7.46	0.13 ***
Situação de residência						
Urbana	89.75	88.31	1.44 ***	88.16	86.62	1.54 ***
Área de residência						
Metropolitana	34.74	33.41	1.33 ***	34.23	32.24	1.99 ***
<i>Ocupacionais</i>						
Ativas	65.34	67.36	-2.02 ***	61.01	63.51	-2.50 ***
Ocupadas	58.42	59.00	-0.58 ***	55.26	56.17	-0.91 ***
Renda média familiar ⁵	1967.39 (2979.98)	1516.26 (2509.29)	451.13 ***	2297.72 (3218.63)	1815.02 (2793.03)	482.70 ***
Renda média do não trabalho ⁴⁵	1424.55 (2239.95)	1068.66 (1949.35)	355.90 ***	1769.77 (2465.74)	1385.52 (2179.74)	384.25 ***
Jornada de trabalho de, ao menos, 40 horas semanais (%) ⁵	38.98	41.08	-2.10 ***	33.06	36.68	-3.62 ***
Observações	1,458	162,411	-	1,071	114,284	-

Fonte: IBGE/Pnads 2001 a 2007.

Notas: ¹T = Tratamento (tem gêmeos); ²C = Controle (tem um filho); ³Teste de diferença: T - C; Hipótese nula: T = C; *** significativo a 1%; ** significativo a 5%; ⁴Renda do não trabalho = renda familiar subtraída da renda de todos os trabalhos da própria mulher; ⁵Foi considerado renda zero e jornada de zero horas para quem não trabalhava, por isso, a amostra de mulheres é sempre a mesma, inclusive, para essas variáveis.

Erros-padrão entre parênteses.

TABELA 5.5.1

Distribuição (%) e média de características observadas selecionadas - Mães de 15 a 49 anos segundo a idade do(s) filho(s) mais velho(s) - Brasil - Década de 2000

(continua)

Característica	Com filhos de...					
	no máximo, 2 anos de idade			entre 3 e 6 anos de idade		
	T ¹	C ²	Dif ³	T ¹	C ²	Dif ³
<i>Sociodemográficas</i>						
Branças (%)	56.80	50.58	6.22 ***	60.65	54.48	6.17 ***
Unidas (%)	78.36	74.77	3.59 ***	74.12	73.49	0.63 ***
Chefes (%)	27.81	29.53	-1.72 ***	29.51	30.86	-1.35 ***
Idade média corrente	26.36	24.30	2.06 ***	29.75	28.39	1.36 ***
	(6.50)	(5.89)		(6.05)	(6.22)	
Idade média ao ter o(s) filho(s)	25.39	23.29	2.09 ***	25.21	23.98	1.22 ***
	(6.42)	(5.82)		(5.99)	(6.07)	
Anos médios de estudo	9.21	8.56	0.65 ***	8.59	8.60	-0.01
	(3.93)	(3.53)		(3.68)	(3.69)	
<i>Geográficas</i>						
Região de residência						
Sul	16.14	14.28	1.86 ***	20.86	16.49	4.37 ***
Sudeste	47.26	40.42	6.84 ***	42.72	44.91	-2.19 ***
Norte	5.15	7.22	-2.07 ***	4.74	5.80	-1.06 ***
Nordeste	22.74	30.32	-7.58 ***	24.67	25.74	-1.07 ***
Centro-Oeste	8.72	7.76	0.96 ***	7.01	7.05	-0.04
Situação de residência						
Urbana	88.64	85.81	2.83 ***	90.69	88.13	2.56 ***
Área de residência						
Metropolitana	36.10	30.42	5.68 ***	30.22	34.06	-3.84 ***
<i>Ocupacionais</i>						
Ativas	54.60	54.92	-0.32	64.30	70.61	-6.31 ***
Ocupadas	46.96	43.95	3.01 ***	52.63	60.51	-7.88 ***
Renda média familiar ⁵	1804.69	1184.01	620.68 ***	1618.76	1391.04	227.71 ***
	(3112.49)	(2421.38)		(2725.39)	(2285.02)	
Renda média do não trabalho ^{4,5}	1283.01	864.52	418.48 ***	1138.93	966.07	172.85 ***
	(2251.49)	(1727.77)		(1776.44)	(1779.63)	
Jornada de trabalho de, ao menos, 40 horas semanais (%) ⁵	30.54	30.04	0.50 ***	38.51	42.82	-4.31 ***
Observações	321	46,163	-	333	40,113	-

Fonte: IBGE/Pnads 2001 a 2007.

Notas: ¹T = Tratamento (tem gêmeos); ²C = Controle (tem um filho); ³Teste de diferença: T - C; Hipótese nula: T = C; *** significativo a 1%; ⁴Renda do não trabalho = renda familiar subtraída da renda de todos os trabalhos da própria mulher; ⁵Foi considerado renda zero e jornada de zero horas para quem não trabalhava, por isso, a amostra de mulheres é sempre a mesma, inclusive, para essas variáveis.

Erros-padrão entre parênteses.

TABELA 5.5.2

Distribuição (%) e média de características observadas selecionadas - Mães de 15 a 49 anos segundo a idade do(s) filho(s) mais velho(s) - Brasil - Década de 2000

(fim)

Característica	Com filhos de...					
	entre 7 e 12 anos de idade			no mínimo, 13 anos de idade		
	T ¹	C ²	Dif ³	T ¹	C ²	Dif ³
<i>Sociodemográficas</i>						
Branças (%)	64.24	57.85	6.39 ***	57.80	59.05	-1.25 ***
Unidas (%)	73.58	71.13	2.45 ***	72.54	66.49	6.05 ***
Chefes (%)	31.36	34.01	-2.65 ***	31.98	38.72	-6.74 ***
Idade média corrente	35.59 (6.04)	34.65 (6.50)	0.94 ***	42.74 (4.65)	42.75 (4.74)	-0.01
Idade média ao ter o(s) filho(s)	26.16 (5.65)	25.34 (6.14)	0.82 ***	25.33 (4.36)	24.51 (4.48)	0.82 ***
Anos médios de estudo	8.50 (4.20)	8.11 (4.06)	0.38 ***	7.03 (4.45)	6.98 (4.27)	0.05 ***
<i>Geográficas</i>						
Região de residência						
Sul	20.36	19.80	0.56 ***	20.76	18.60	2.16 ***
Sudeste	49.30	46.23	3.07 ***	43.61	47.67	-4.06 ***
Norte	4.24	5.11	-0.87 ***	4.50	5.10	-0.60 ***
Nordeste	18.57	22.05	-3.48 ***	23.17	20.69	2.48 ***
Centro-Oeste	7.52	6.81	0.71 ***	7.96	7.95	0.01
Situação de residência						
Urbana	91.70	89.63	2.07 ***	88.26	90.07	-1.81 ***
Área de residência						
Metropolitana	36.78	35.27	1.51 ***	35.38	34.46	0.92 ***
<i>Ocupacionais</i>						
Ativas	70.89	74.60	-3.71 ***	69.18	71.65	-2.47 ***
Ocupadas	66.54	67.25	-0.71 ***	64.12	66.84	-2.72 ***
Renda média familiar ⁵	1917.95 (2757.17)	1613.58 (2512.06)	304.37 ***	2377.28 (3183.69)	1905.27 (2730.01)	472.01 ***
Renda média do não trabalho ^{4,5}	1340.98 (2148.03)	1087.06 (1989.32)	253.93 ***	1801.71 (2538.35)	1364.63 (2231.69)	437.08 ***
Jornada de trabalho de, ao menos, 40 horas semanais (%) ⁵	44.71	47.25	-2.54 ***	40.41	45.63	-5.22 ***
Observações	361	34,043	-	443	42,092	-

Fonte: IBGE/Pnads 2001 a 2007.

Notas:¹T = Tratamento (tem gêmeos); ²C = Controle (tem um filho); ³Teste de diferença: T - C; Hipótese nula: T = C; *** significativo a 1%; ⁴Renda do não trabalho = renda familiar subtraída da renda de todos os trabalhos da própria mulher; ⁵Foi considerado renda zero e jornada de zero horas para quem não trabalhava, por isso, a amostra de mulheres é sempre a mesma, inclusive, para essas variáveis.

Erros-padrão entre parênteses.

5.3 Estratégia de estimação

Novamente, assim como no capítulo no qual utilizamos os natimortos como *proxy* para a fecundidade, na estimação do efeito da maternidade sobre a oferta de trabalho feminina, nos concentramos em duas variáveis dependentes relacionadas à participação da mulher no mercado de trabalho: *status* de trabalho (que indica se a mulher está ocupada ou não) e PEA (que classifica a mulher como economicamente ativa, ou não; o que inclui as ocupadas e as desocupadas em uma mesma categoria).

Então, sendo y_i , uma medida de oferta de trabalho (ocupação ou PEA) e x'_i , o vetor de variáveis explicativas que inclui a variável *dummy* que assume valor 1, se a mulher teve gêmeos na primeira gravidez e valor zero, se teve apenas um filho (variável que nos fornece o efeito do segundo filho sobre a participação das mães no mercado de trabalho - gem_i) e as variáveis que foram inseridas nos modelos como controles, estimamos o seguinte modelo de regressão logística:

$$E[y_i / x_i] = 1[F(x'_i \beta)] + 0[1 - F(x'_i \beta)] \quad (5.3.1)$$

Onde $F(x'_i \beta) = e^{x'_i \beta} / [1 + e^{x'_i \beta}]$.

A adição de variáveis-controle nesse vetor se faz necessária para garantir que a variável *proxy* utilizada constitua um evento aleatório na população. Por isso, sob a hipótese de que as mulheres do grupo tratamento e do grupo controle têm as mesmas preferências em relação a filhos (já que ambas engravidaram e, portanto, desejavam tê-los), se controlarmos pela idade à qual a mãe teve o(s) filho(s) e pelas variáveis disponíveis que determinam a renda, estamos garantindo que o processo que define qual delas terá ou não terá gêmeos seja aleatório. Dessa forma, no caso do uso de gêmeos como *proxy* para a fecundidade, as variáveis que compõem o vetor de variáveis explicativas (x'_i) da equação 5.3.1 são: a idade à qual a mulher teve o(s) filho(s), o quadrado dessa idade, a escolaridade, a presença de cônjuge, a área (se urbana ou não), o tipo de área (se metropolitana ou não) e a região geográfica de residência, *clusters* por Unidade da Federação, a renda do não trabalho (renda familiar exclusive a renda da própria mulher) e o

décimo da renda familiar ao qual a mulher pertence. Além dessas variáveis, como estimamos modelos que contêm vários anos (devido à raridade do evento gêmeos), temos também uma variável indicadora do ano em que cada pesquisa foi realizada.

Dado que a nossa amostra é bastante restrita (mães de um filho ou de gêmeos, que tenham entre 15 a 49 anos) não é aconselhável que utilizemos os pesos individuais presentes nos microdados das Pnads, uma vez que eles não mais correspondem à “nossa população” e, além disso, não estimamos parâmetros de população, e sim, parâmetros individuais (ou seja, nosso objetivo não é estimar uma taxa de atividade para essa população de mulheres, mas estimar como os filhos afetam a probabilidade dessas mulheres estarem no mercado de trabalho). Também o fato de termos empilhado várias Pnads complica ainda mais o uso da ponderação nos modelos. Por isso, optamos por estimar os modelos sem ponderação e adicionar *clusters* segundo as Unidades da Federação, já que a amostragem das Pnads é estratificada por UF's.

No modelo logístico, cada coeficiente fornece o impacto de uma variação ocorrida na variável explicativa sobre a média da variável dependente, tal efeito é conhecido como efeito marginal.

Assim, com base no β da variável indicadora do nascimento de gêmeos (gem_i) a ser estimado pela equação 5.3.1, obtemos o efeito marginal dessa variável (e, portanto, do nascimento de um segundo filho) sobre a probabilidade de a mulher estar ocupada ou fazer parte da PEA

$$\frac{\partial E[y_i / gem_i]}{\partial gem_i} = \frac{e^{x_i \beta}}{[1 + e^{x_i \beta}]^2} \times \beta_{gem} = F(x_i \beta) \times [1 - F(x_i \beta)] \times \beta_{gem}. \quad (5.3.2)$$

Quanto à interpretação do efeito estimado com base na equação 5.3.2, temos que um efeito marginal negativo da variável ‘gem’ sugere que as mães de gêmeos apresentam uma menor probabilidade de estarem trabalhando ou de constituírem parte da PEA em relação às mães de um filho. Dito de outra forma, um efeito marginal da variável indicadora da ocorrência de gêmeos de -5% sobre a participação das mães, por exemplo, significa que as mães de gêmeos têm uma

probabilidade 5% inferior de estarem inseridas no mercado de trabalho em relação às mulheres que têm um filho.

Vale lembrar que esse exercício foi realizado para as duas variáveis de participação no mercado de trabalho (ocupadas e PEA), nas seis amostras de mulheres (todas as mães de 15 a 49 anos; apenas as unidas de 15 a 49 anos; mães cujo(s) filho(s) mais velho(s) têm, no máximo, 2 anos; entre 3 e 6 anos; entre 7 e 12 anos; e, pelo menos, 13 anos) e para as duas décadas (de 1990 e 2000). Ou seja, temos 24 estimativas do efeito médio do tratamento (ter tido gêmeos).

Pareamento como um teste de robustez

Com o objetivo de dar maior robustez aos resultados, também realizamos pareamentos nesse capítulo. Assim como no caso dos natimortos (capítulo anterior), o nascimento de gêmeos também constitui evento raro na população e, portanto, a grande disponibilidade de controles é uma característica que coloca o pareamento como um instrumental especialmente útil, também no caso dos gêmeos. Segundo Smith (1997), quanto mais “controles” estão disponíveis para cada “unidade tratada”, melhor. Isto porque, selecionar mais de um controle como par para cada unidade do grupo tratamento aumenta a eficiência do procedimento além de poder reduzir o viés, em alguns casos.

De acordo com esse método, podemos escolher quantos “vizinhos” desejamos desde que o tamanho da amostra seja suficiente; ou seja, podemos escolher quantas mulheres servirão de controle para cada mulher do grupo-tratamento, sendo que ao utilizarmos apenas uma mulher como controle, é como se estivéssemos atribuindo peso 1 a ela e peso zero às demais controles (Pazello, 2004).

Também nesse capítulo, assim como Pazello (2004), realizamos seis pareamentos: com 1, 5 e 10 vizinhos; e em todos os casos, testamos uma distância máxima entre os escores de propensão de controles e tratadas de 0.0001 e de 0.00001³⁸ e selecionamos um suporte comum no qual delimitamos

³⁸ Esses constituem valores testados por Dehejia & Wahba (2002).

um mesmo intervalo de valores para os escores de propensão de tratadas e controles. Além disso, utilizamos pareamento com reposição. Isso significa que uma mulher do grupo-controle pode ser pareada com mais de uma mulher do grupo-tratamento. De acordo com Dehejia & Wahba (2002), essa escolha minimiza a distância entre o escore de propensão entre controles e tratadas e, dessa forma, reduz o viés da amostra.

Ao estimarmos o escore de propensão, assumimos que a probabilidade de uma mulher da nossa amostra ser tratada (ou seja, ter gêmeos) respeite a uma função logística, cujas variáveis independentes sejam, na medida do possível, as mesmas da equação (5.3.1), acrescidas de algumas interações entre essas variáveis incluídas nos modelos. A inclusão dessas interações se fez necessária para que as diferenças entre os grupos tratamento e controle fossem “zeradas” e, assim, a propriedade de balanceamento do escore de propensão fosse satisfeita (Dehejia & Wahba, 2002; Pazello, 2004).

Ao todo, estimamos doze modelos de escores de propensão. Um para cada amostra de mulheres (todas as mães de 15 a 49 anos; apenas as unidas de 15 a 49 anos; mães cujo(s) filho(s) mais velho(s) têm, no máximo, 2 anos; entre 3 e 6 anos; entre 7 e 12 anos; e, pelo menos, 13 anos) nas décadas de 1990 e 2000.

Depois de computarmos os escores de propensão, re-estimamos mais seis vezes a equação (5.3.1), variando a distância máxima determinada entre os escores dos pares de tratados e controles e o número de vizinhos. Isso significa que, no total, além dos 24 efeitos do segundo filho sobre a participação das mães (em termos de ocupação e PEA) do modelo original (sem pareamento), temos mais 144 (24x6) efeitos estimados com base no escore de propensão. Esses novos modelos servirão de base para avaliar em que medida o modelo sem pareamento é enviesado ou não.

5.4 Resultados e discussão

O efeito do segundo filho sobre a participação das mães no mercado de trabalho

Inicialmente, estimamos o efeito do segundo filho sobre o fato da mulher estar trabalhando e sobre o fato dela constituir parte da PEA, com base em um modelo logito tal como definido na seção metodológica desse capítulo (equação 5.3.1). Como já mencionado, estimamos um modelo para cada uma das seis amostras de mulheres, em ambas as décadas. Posteriormente, tendo estimado o escore de propensão e encontrado pares de mulheres controles e tratadas (semelhantes em termos do escore de propensão) re-estimamos esses modelos utilizando as seis amostras pareadas (com 1, 5 e 10 vizinhos e a distância de 0.0001 e de 0.00001 entre os escores de propensão de tratadas e controles em cada par de mulheres encontrado)³⁹. Esses modelos estimados com base no escore de propensão nos indicam em que medida o efeito do segundo filho captado no modelo original pode estar enviesado. Damos início à nossa análise dos resultados pelos modelos cuja variável-resposta se refere à participação na PEA.

O efeito do segundo filho sobre a condição de atividade das mulheres

A TAB. 5.6, reporta o efeito marginal do segundo filho sobre a probabilidade das mulheres constituírem-se como parte da PEA, para duas das seis amostras de mulheres na década de 1990 (todas as mães de 15 a 49 anos de idade e apenas as unidas nesse grupo etário). De início, o fato de todos os efeitos serem negativos já sugere que ter um segundo filho tende a reduzir a probabilidade feminina de participação na PEA.

Nessa tabela, a linha denominada 'Original' apresenta o efeito marginal estimado com base nas amostras não pareadas de mulheres, enquanto nas demais linhas estão os efeitos baseados nas amostras pós-pareamento. Entre os modelos com pareamento, ao utilizarmos 1 vizinho apenas, o efeito marginal do segundo filho sobre as mulheres com apenas um filho é reduzido se comparamos ao pareamento com 5 ou 10 vizinhos. De fato, como mencionado no capítulo anterior, se muitos controles estão disponíveis, selecionar mais de um controle para cada tratado aumenta a eficiência do procedimento (já que, assim há um

³⁹ Tanto os modelos utilizados na estimação dos escores de propensão ao tratamento (ter gêmeos), quanto uma análise da qualidade desse pareamento, constam no ANEXO 3 dessa tese. Destacamos que, assim como no caso dos natimortos, as diferenças existentes entre controles e tratadas nas amostras totais (pré-pareamento), desapareceram pós-pareamento.

maior uso dos dados disponíveis) podendo até mesmo reduzir significativamente o viés amostral (Smith, 2007). Como consequência disso, em todas as amostras, os modelos com pareamento utilizando 5 ou 10 vizinhos se aproximam mais dos modelos originais, embora apresentem efeitos inferiores àqueles dos modelos sem pareamento (originais), fato que revela a redução do viés amostral proporcionada pelo pareamento.

Em relação a variar a distância máxima entre os escores de propensão em cada par “controle-tratada” (*caliper*), vemos que a diferença entre o *caliper* 0.0001 e o *caliper* 0.00001 existem, mas são pequenas.

Assim, considerando que o pareamento contribuiu para a redução do viés amostral e, mais que isso, que a utilização de mais de um controle para cada tratada é mais eficiente em termos do melhor aproveitamento das informações disponíveis, tiramos uma média dos efeitos do segundo filho encontrados nos modelos pareados com 5 e 10 vizinhos (ambos os *calipers*), para interpretarmos a nossa estimativa do efeito marginal do segundo filho sobre a participação no mercado de trabalho das mães.

Dito isso, como na TAB. 5.6, não apenas a magnitude como a significância dos efeitos estimados nas amostras pareadas se reduz ao utilizarmos mais vizinhos no pareamento (na amostra com todas as mães, com *caliper*=0.0001, por exemplo, o efeito marginal passa de -3.27 para -2.59% com valor-p aumentando de 0.054 para 0.131, respectivamente), consideramos não haver um efeito negativo de filhos sobre a participação feminina na década de 1990 em se tratando das amostras contendo todas as mães de 15 a 49 anos de idade ou apenas as unidas. Pazello (2006) encontrou que, na década de 1990, o nascimento de gêmeos reduzia a probabilidade de uma mulher de 15 a 40 anos fazer parte da PEA em 1.27% (significativo a 5%) e se ela for unida, essa redução seria de -2.44% (também significativo a 5%). A origem dessas diferenças deve estar no fato de que utilizamos grupos etários e especificações dos modelos distintas e ainda realizamos pareamentos. É importante mencionar, entretanto, que ainda assim, os efeitos apontam para a mesma direção.

TABELA 5.6

Efeito marginal do segundo filho sobre a participação feminina na PEA (em %) - Mães de 15 a 49 anos - Brasil - Década de 1990

Método	Todas as mães	Apenas as unidas
Original	-3.4216 (0.0390)	-1.2308 (0.5460)
Caliper, =0.0001	Pareamento com 1 vizinho	-4.3262 (0.0650)
	Pareamento com 5 vizinhos	-3.2702 (0.0540)
	Pareamento com 10 vizinhos	-2.5850 (0.1310)
Caliper, =0.00001	Pareamento com 1 vizinho	-4.4692 (0.0590)
	Pareamento com 5 vizinhos	-3.4815 (0.0430)
	Pareamento com 10 vizinhos	-2.7827 (0.1090)

Fonte: IBGE/Pnads 1992 a 1999.

Nota: Valor-p entre parênteses.

Devido às evidências de que quanto menor a idade do(s) filho(s), maior a dificuldade de inserção da mãe no mercado de trabalho (Bronars & Grogger, 1994; Pazello, 2006), nesse capítulo também estimamos o efeito do segundo filho em amostras de mulheres que estão em fases distintas do exercício da maternidade (mães de 15 a 49 anos cujo(s) filho(s) mais velho(s) tem(êm): no máximo, 2 anos; entre 3 e 6 anos; entre 7 e 12 anos; e, pelo menos, 13 anos de idade)⁴⁰.

Pela TAB. 5.7, vemos que o segundo filho reduzia, na década de 1990, a participação das mães de filhos pequenos (2 anos, no máximo) na PEA em 11.7%, o que significa dizer que o fato delas terem gêmeos reduziria sua participação na PEA de uma média de 43.44% (TAB. 5.3.1 da seção descritiva) para 38.36%.

Pazello (2006) verificou resultados semelhantes aos aqui encontrados, utilizando igualmente as pnads da década de 1990 para o Brasil. A autora também verificou

⁴⁰ Exercício que não pôde ser realizado no capítulo anterior, já que não temos disponível a informação de quando a mulher teve o(s) natimorto(s).

um efeito negativo significativo dos gêmeos apenas no curto prazo: considerando filhos nascidos há, no máximo, dois anos. Embora a definição das amostras e dos modelos sejam distintas, ambas as estimativas foram bastante semelhantes: enquanto a estimativa do efeito dos gêmeos sobre a participação na PEA das mães de filhos com, no máximo, 2 anos da Pazello (2006) foi de -10.10% (significativo à 5%), nossa estimativa foi de -11.7% (significativo à 1%).

TABELA 5.7

Efeito marginal do segundo filho sobre a participação feminina na PEA (em %) - Mães de 15 a 49 anos e amostras selecionadas segundo a idade do(s) filho(s) mais velho(s) - Brasil - Década de 1990

Método	Mães com filhos de...				
	no máximo, 2 anos de idade	entre 3 e 6 anos de idade	entre 7 e 12 anos de idade	no mínimo, 13 anos de idade	
Original	-10.6349 (0.0010)	-6.6643 (0.0650)	-3.9037 (0.0940)	3.9844 (0.3140)	
Caliper, =0.0001	Pareamento com 1 vizinho	-10.0822 (0.0420)	-3.2020 (0.3820)	-6.4724 (0.0920)	8.4003 (0.0700)
	Pareamento com 5 vizinhos	-11.1748 (0.0050)	-7.8040 (0.0470)	-3.0367 (0.3000)	6.1870 (0.1750)
	Pareamento com 10 vizinhos	-10.8089 (0.0020)	-6.7944 (0.1100)	-3.8295 (0.1660)	6.0196 (0.1490)
	Pareamento com 1 vizinho	-10.7512 (0.0270)	-2.8173 (0.4480)	-6.3522 (0.1160)	10.0682 (0.0320)
Caliper, =0.00001	Pareamento com 5 vizinhos	-12.3818 (0.0020)	-6.9458 (0.0710)	-3.0570 (0.2910)	7.5664 (0.0800)
	Pareamento com 10 vizinhos	-12.4200 (0.0010)	-5.7476 (0.1730)	-4.2131 (0.1250)	7.2039 (0.0730)

Fonte: IBGE/Pnads 1992 a 1999.

Nota: Valor-p entre parênteses.

As TABs. 5.8 a 5.9 reportam os mesmos efeitos das duas tabelas anteriores para a década de 2000. Análise semelhante à da década de 1990 pode ser feita para os anos de 2000, por isso, nos concentramos nas mudanças que, por ventura, surgirem nos sinais, na magnitude ou na significância dos efeitos estimados entre as duas décadas.

Considerando todas as mães de 15 a 49 anos de idade (TAB. 5.8), observamos que, embora na década de 1990, um segundo filho parecia não afetar a participação feminina na PEA, nos anos 2000, o fato de ter um segundo filho diminui em 3.06% a probabilidade de uma mulher ser parte da PEA. Tal fato também se repetiu em se tratando das mães unidas. Observamos que o efeito

que não existia na década anterior, passou a ser significativo e com magnitude suavemente superior à de todas as mães: na década de 2000, o segundo filho reduz a probabilidade da mãe unida participar da PEA em 3.34%, de tal forma que a taxa de atividade das mães de um filho se reduziria de 61.01% para 58.97%, caso elas tivessem dois filhos (gêmeos).

TABELA 5.8

Efeito marginal do segundo filho sobre a participação feminina na PEA (em %) - Mães de 15 a 49 anos - Brasil - Década de 2000

Método		Todas as mães	Apenas as unidas
	Original	-3.1992 (0.0050)	-3.9026 (0.0120)
Caliper, =0.0001	Pareamento com 1 vizinho	-2.1786 (0.0930)	-1.6751 (0.4660)
	Pareamento com 5 vizinhos	-3.2287 (0.0130)	-3.3404 (0.0440)
	Pareamento com 10 vizinhos	-2.9900 (0.0190)	-3.3949 (0.0150)
	Pareamento com 1 vizinho	-2.2480 (0.0840)	-1.8178 (0.4210)
Caliper, =0.00001	Pareamento com 5 vizinhos	-3.2305 (0.0120)	-3.3200 (0.0410)
	Pareamento com 10 vizinhos	-2.7864 (0.0300)	-3.3043 (0.0170)

Fonte: IBGE/Pnads 2001 a 2007.

Nota: Valor-p entre parênteses.

Levando em consideração que os filhos afetam diferentemente a participação das mulheres na PEA, dependendo da idade destes (TAB. 5.9), verificamos que, assim como na década anterior, apenas os filhos com, no máximo, dois anos de idade afetam negativa e significativamente a inserção feminina no mercado de trabalho. Observamos, entretanto, que o efeito do segundo filho sobre a participação na PEA das mães de um filho pequeno se reduz entre uma década e outra. Enquanto, na década de 1990, um segundo filho reduzia em 11.7% a probabilidade de uma mãe ser economicamente ativa, nos anos de 2000, ele passa a reduzir essa probabilidade em 7.72%.

TABELA 5.9

Efeito marginal do segundo filho sobre a participação feminina na PEA (em %) - Mães de 15 a 49 anos e amostras selecionadas segundo a idade do(s) filho(s) mais velho(s) - Brasil - Década de 2000

Método	Mães com filhos de...				
	no máximo, 2 anos de idade	entre 3 e 6 anos de idade	entre 7 e 12 anos de idade	no mínimo, 13 anos de idade	
Original	-6.7779 (0.0210)	-3.8430 (0.2220)	-2.6062 (0.2470)	-2.4096 (0.3000)	
Caliper, =0.0001	Pareamento com 1 vizinho	-7.4817 (0.0380)	-5.6055 (0.0560)	-1.6810 (0.4650)	-2.2569 (0.5320)
	Pareamento com 5 vizinhos	-7.3950 (0.0180)	-4.6526 (0.1100)	-0.8131 (0.7320)	-1.9824 (0.4380)
	Pareamento com 10 vizinhos	-7.8564 (0.0090)	-4.4415 (0.1310)	-1.7127 (0.4270)	-2.0915 (0.4190)
	Pareamento com 1 vizinho	-8.0192 (0.0320)	-5.0175 (0.0780)	-2.1313 (0.3160)	-2.0241 (0.5330)
Caliper, =0.00001	Pareamento com 5 vizinhos	-7.5093 (0.0180)	-4.6233 (0.1200)	-1.0758 (0.6550)	-1.9343 (0.4280)
	Pareamento com 10 vizinhos	-8.1324 (0.0090)	-4.2728 (0.1560)	-1.7889 (0.3820)	-1.9676 (0.4270)

Fonte: IBGE/Pnads 2001 a 2007.

Nota: Valor-p entre parênteses.

O efeito do segundo filho sobre a condição de ocupação feminina

Além de analisarmos o efeito do segundo filho sobre a probabilidade das mulheres constituírem parte da PEA, também avaliamos esse efeito sobre a probabilidade das mulheres estarem, efetivamente, trabalhando.

Pela TAB. 5.10, observamos que, na década de 1990, assim como o segundo filho não afeta a probabilidade de a mãe constituir parte da PEA, ele também não influencia a probabilidade dela estar trabalhando quando consideramos as mães de 15 a 49 anos de idade unidas ou não (sem levar em conta a idade dos filhos).

TABELA 5.10

Efeito marginal do segundo filho sobre a ocupação feminina (em %) - Mães de 15 a 49 anos - Brasil - Década de 1990

Método	Todas as mães	Apenas as unidas
Original	-1.9608 (0.2820)	-1.2498 (0.8790)
Caliper, =0.0001	Pareamento com 1 vizinho	-3.4266 (0.1650)
	Pareamento com 5 vizinhos	-1.8172 (0.3370)
	Pareamento com 10 vizinhos	-1.1264 (0.5490)
Caliper, =0.00001	Pareamento com 1 vizinho	-3.4721 (0.1550)
	Pareamento com 5 vizinhos	-1.9163 (0.3040)
	Pareamento com 10 vizinhos	-1.2281 (0.5020)

Fonte: IBGE/Pnads 1992 a 1999.

Nota: Valor-p entre parênteses.

Entretanto, assim como quando tratávamos da variável de participação na PEA, ao desagregarmos as mães segundo a idade do(s) filho(s) mais velho(s) – TAB. 5.18, identificamos um efeito negativo do segundo filho sobre o *status* ocupacional das mães de filhos pequenos (com, no máximo, dois anos de idade). Além disso, quando utilizamos o pareamento com 5 e 10 vizinhos com o *caliper* menor (0.00001), surge um efeito significativamente positivo dos filhos mais velhos sobre a probabilidade de a mãe trabalhar. Contudo, embora tal efeito sinalize um comportamento factível – já que outros estudos já identificaram que há uma maior probabilidade da mãe estar trabalhando quando o(s) filho(s) estão maiores (Scorzafave, 2001) – não foi significativo em todas as técnicas de estimação. Ainda assim, esse resultado é interessante já que outros estudos também encontraram que filhos maiores, por serem mais independentes, permitem que as mães saiam de casa para trabalhar sem grandes preocupações (Scorzafave, 2001).

Ao computarmos a média dos efeitos nos modelos onde foram realizados pareamentos com 5 ou 10 vizinhos, para a década de 1990 (TAB. 5.11), temos que o segundo filho reduz a probabilidade da mulher de 15 a 49 anos, mãe de

filho(s) de até dois anos, estar ocupada em 10.54% (semelhante à redução de 11.69% que um segundo filho provoca na probabilidade de a mulher ser economicamente ativa). Sendo que, na década de 1990, se as mães de apenas um filho (de, no máximo, 2 anos) resolvessem ter um segundo, sua probabilidade de estar trabalhando seria reduzida de 38.6% para 34.53%.

TABELA 5.11

Efeito marginal do segundo filho sobre a ocupação feminina (em %) - Mães de 15 a 49 anos e amostras selecionadas segundo a idade do(s) filho(s) mais velho(s) - Brasil - Década de 1990

Método	Mães com filhos de...				
	no máximo, 2 anos de idade	entre 3 e 6 anos de idade	entre 7 e 12 anos de idade	no mínimo, 13 anos de idade	
Original	-8.4712 (0.0020)	-5.9054 (0.1690)	-1.5904 (0.4260)	4.6604 (0.2730)	
Caliper, =0.0001	Pareamento com 1 vizinho	-11.1557 (0.0090)	-2.9351 (0.8910)	-0.4547 (0.9270)	8.9141 (0.0380)
	Pareamento com 5 vizinhos	-9.8084 (0.0020)	-6.4990 (0.1560)	-0.6644 (0.8150)	6.8557 (0.1050)
	Pareamento com 10 vizinhos	-9.7772 (0.0010)	-5.5404 (0.2500)	-0.9263 (0.7190)	6.6217 (0.1090)
Caliper, =0.00001	Pareamento com 1 vizinho	-11.9766 (0.0030)	-0.2672 (0.9600)	-0.0682 (0.9890)	11.4602 (0.0050)
	Pareamento com 5 vizinhos	-11.1635 (0.0010)	-5.7157 (0.2110)	-0.5886 (0.8410)	9.2185 (0.0210)
	Pareamento com 10 vizinhos	-11.4237 (0.0000)	-4.4313 (0.3660)	-1.0915 (0.6870)	8.8525 (0.0200)

Fonte: IBGE/Pnads 1992 a 1999.

Nota: Valor-p entre parênteses.

Em relação à década de 2000, diferentemente daquilo que foi observado na década anterior, há um efeito significativamente negativo do efeito do segundo filho sobre o *status* de trabalho das mulheres, unidas ou não (TAB. 5.12). Nos anos de 2000, temos que o segundo filho reduz em 3.38% a probabilidade de uma mulher de 15 a 49 anos, mãe de um filho, estar ocupada. Resultado semelhante foi encontrado quando a variável-resposta era a participação na PEA.

TABELA 5.12

Efeito marginal do segundo filho sobre a ocupação feminina (em %) - Mães de 15 a 49 anos - Brasil - Década de 2000

Método	Todas as mães	Apenas as unidas
Original	-3.5881 (0.0010)	-3.5028 (0.0100)
Caliper, $\forall \neq 0.0001$	Pareamento com 1 vizinho	-3.5967 (0.0250)
	Pareamento com 5 vizinhos	-3.6606 (0.0080)
	Pareamento com 10 vizinhos	-3.2516 (0.0110)
Caliper, $\forall \neq 0.0001$	Pareamento com 1 vizinho	-3.6513 (0.0230)
	Pareamento com 5 vizinhos	-3.6289 (0.0090)
	Pareamento com 10 vizinhos	-2.9712 (0.0250)

Fonte: IBGE/Pnads 2001 a 2007.

Nota: Valor-p entre parênteses.

Quando desagregamos as mulheres de acordo com a idade dos filhos (TAB. 5.13), novamente observamos um efeito negativo apenas dos filhos mais novos sobre a probabilidade da mãe estar trabalhando. Entretanto, pela primeira vez, verificamos um efeito significativo não apenas dos filhos de, no máximo, 2 anos, como também, dos filhos que têm entre 3 e 6 anos de idade. Sendo que estes diminuem mais a probabilidade de a mulher estar trabalhando que aqueles com menos de 3 anos de idade. Ao analisarmos a TAB. 5.20, por exemplo, verificamos que as mães de filhos de, no máximo, 2 anos têm sua probabilidade de estar ocupada diminuída em 6.02% ao passo que, quando se trata de filhos com entre 3 e 6 anos de idade, essa redução é de 7.84%.

TABELA 5.13

Efeito marginal do segundo filho sobre a ocupação feminina (em %) - Mães de 15 a 49 anos e amostras selecionadas segundo a idade do(s) filho(s) mais velho(s) - Brasil - Década de 2000

Método	Mães com filhos de...				
	no máximo, 2 anos de idade	entre 3 e 6 anos de idade	entre 7 e 12 anos de idade	no mínimo, 13 anos de idade	
Original	-4.5998 (0.1290)	-5.9376 (0.1340)	-1.8388 (0.4320)	-4.1482 (0.0640)	
Caliper, =0.0001	Pareamento com 1 vizinho	-6.7221 (0.1040)	-9.9215 (0.0050)	-1.2007 (0.7610)	-4.5591 (0.1630)
	Pareamento com 5 vizinhos	-5.7636 (0.0760)	-8.0912 (0.0230)	-0.8786 (0.7610)	-3.7128 (0.1060)
	Pareamento com 10 vizinhos	-6.4248 (0.0480)	-7.5263 (0.0380)	-1.4324 (0.5380)	-3.6425 (0.1410)
	Pareamento com 1 vizinho	-7.3651 (0.0800)	-9.3855 (0.0050)	-1.5035 (0.7040)	-4.2323 (0.1640)
Caliper, =0.00001	Pareamento com 5 vizinhos	-5.5552 (0.0840)	-8.2033 (0.0210)	-0.8827 (0.7700)	-3.4963 (0.1280)
	Pareamento com 10 vizinhos	-6.3501 (0.0520)	-7.5493 (0.0420)	-1.2929 (0.5660)	-3.2987 (0.1790)

Fonte: IBGE/Pnads 2001 a 2007.

Nota: Valor-p entre parênteses.

Nesse capítulo, estimamos o efeito do segundo filho utilizando como *proxy* para um aumento exógeno na fecundidade, o nascimento de gêmeos e, nesse sentido, cabe ressaltar, novamente, que os efeitos aqui encontrados constituem um limite superior do possível efeito de um segundo filho na participação feminina no mercado de trabalho.

Entre os achados principais, destacamos a existência de um efeito negativo de um segundo filho sobre a participação feminina no mercado de trabalho, especialmente, quando se trata de mães com crianças pequenas (menores de 2 anos) mas, curiosamente, esse efeito mostrou tendência de queda entre as décadas de 1990 e 2000.

6 A ESTIMAÇÃO DO EFEITO DA MATERNIDADE SOBRE A PARTICIPAÇÃO FEMININA NO MERCADO DE TRABALHO: COMPARANDO MULHERES COM 2 FILHOS A MULHERES COM 3 OU MAIS FILHOS

6.1 O experimento: a preferência dos pais por filhos de ambos os sexos

Com o presente capítulo pretendemos fechar a análise do efeito de filhos sobre a participação feminina no mercado de trabalho de acordo com a ordem de nascimento do(s) filho(s). Melhor dizendo, se nos capítulos anteriores estimamos o efeito do primeiro e do segundo filhos sobre a participação laboral materna, nesse capítulo, nos resta estimar o efeito de um filho adicional a partir do terceiro sobre essa participação. Dada a pronunciada queda observada na fecundidade, considerar em um mesmo grupo, as mulheres que possuem três ou mais filhos nos parece uma estratégia razoável, já que um terceiro filho pode ser um número limite entre famílias menores e maiores (Campêlo & Silva, 2005).

A estimação do efeito do terceiro filho sobre a participação laboral das mães, entretanto, exige uma dinâmica diferenciada em relação aos capítulos anteriores. Isto porque, ao estimarmos o efeito de filhos utilizando os eventos “natimorto” e “gêmeos”, trabalhamos com duas *proxies* para a fecundidade. Nesse capítulo, não utilizamos uma *proxy* para a fecundidade, mas sim um instrumento, fundamentado na composição sexual dos filhos. Melhor dizendo, o fato de que pais que têm dois filhos do mesmo sexo (dois meninos ou duas meninas) tendem a apresentar uma probabilidade significativa e substancialmente maior de ter um terceiro filho (em comparação a pais que têm um filho de cada sexo) constitui a base para a nossa estimativa do efeito do terceiro filho sobre a participação feminina no mercado de trabalho. De acordo com Hank & Kohler (2000), esse desejo dos pais de terem, pelo menos, um filho de cada sexo deve estar relacionado à companhia que um filho ou uma filha representa para cada um dos pais.

Na literatura, podemos encontrar várias outras justificativas teóricas para a existência ou não de uma preferência dos pais por menino(s) ou menina(s). Tais preferências podem se desenvolver devido a desejos pessoais dos pais, mas também dependem de fatores culturais e religiosos que influenciam os comportamentos e atitudes dos indivíduos (Arnold, 1997). Fato é que se há uma preferência dos pais por crianças de um sexo em particular, tal desejo é baseado nas utilidades e nos custos financeiros e psicológicos que essa criança lhe proporcionará. De acordo, com Arnold (1997), mesmo que as causas específicas que fazem com que os pais prefiram um menino ou uma menina variem bastante dependendo do contexto analisado, elas podem ser agrupadas em quatro categorias de utilidade: econômicas, religiosas, sociais e psicológicas. Em geral, os meninos são preferidos porque são vistos como uma possibilidade de incremento à renda ou de trabalho no negócio da família, além de, em algumas culturas, terem direito a receber dotes (nesse sentido, há um ponto contra as meninas, já que suas famílias têm que oferecer dotes ao casarem suas filhas). Considerando a dimensão psicológica, de um lado, os pais consideram as filhas como um suporte emocional, ao passo que os filhos são mais uma segurança financeira na velhice. Ademais, enquanto as filhas são, muitas vezes, desejadas para ajudar nas tarefas domésticas e no cuidado com crianças mais novas, os filhos são freqüentemente pensados como mantenedores do nome da família.

Diversos estudos têm analisado como se dá essa preferência dos pais em relação à composição sexual dos filhos em distintos contextos. Segundo Liu & Rose (1996), desde a inauguração da primeira clínica do Reino Unido que permitia a escolha do sexo da criança, no ano de 1993, as conseqüências desse fato têm sido amplamente discutidas⁴¹. Tal preocupação está fundamentada nas preferências por determinado sexo reveladas existentes em países em desenvolvimento como a Índia, China, Coréia, Paquistão, Bangladesh, Vietnam, Nepal e Nigéria – dentre outros, nos quais os meninos são altamente valorizados por razões econômicas, hereditárias ou religiosas/culturais (Haughton & Haughton, 1995; Wongboonsin & Ruffolo, 1995; Clark, 2000; Leone, Matthews &

⁴¹ Nesse ponto, vale destacar que a preferência dos pais acerca do sexo dos filhos tem despertado interesse dos estudiosos muito antes da década de 1990. Para citar alguns exemplos, temos Thomas (1951), Ben-Porath & Welch (1976), Pebley & Westoff (1982) e Williamson (1983).

Zuanna, 2003; Pande & Malhotra, 2006; Eguavoen, Odiagbe & Obetoh, 2007). Em vários desses países, dadas as dificuldades financeiras de se educar as filhas, muitas delas têm sido negligenciadas ou mesmo mortas, seja por meio de aborto ou infanticídio. De acordo com Liu & Rose (1996), entretanto, o argumento de que a possibilidade de escolha do sexo por parte dos pais é prejudicial para as meninas, no sentido de que reforça a preferência por meninos, não faz sentido quando se trata da Europa. Isto porque, em grande parte dos países europeus, a maioria dos casais prefere ter filhas, ao invés de filhos.

Outros estudos também apontam nessa direção. Toulemon & Régnier-Loilier (2006), ao considerar a progressão de dois para três filhos – que, segundo os autores, permanece alta nos anos de 1990 – mostram que, na França, os grupos sociais mais abastados apresentam uma preferência por meninas. Em algumas regiões da Alemanha também foi encontrado comportamento semelhante: segundo Hank & Kohler (2003), as mulheres mais educadas tendem a preferir meninas em relação a meninos, sendo que ocorre o contrário entre as menos educadas e as mais jovens. Em um estudo anterior, os mesmos autores (Hank & Kohler, 2000), analisando 17 países europeus, não haviam observado uma preferência clara por um dos sexos na maioria desses países (ou, quando havia, os pais tendiam a preferir ter filhos de ambos os sexos). Contudo, em três deles, quais sejam, República Tcheca, Lituânia e Portugal, também havia indícios de uma preferência por meninas. Em ambos os artigos, os autores acreditam que as evidências pouco conclusivas no que tange à existência e à direção da preferência dos pais por meninos e/ou meninas se devem à influência de fatores socioculturais não observados.

Andersson et. al. (2004) analisam a preferência dos pais pela composição sexual dos filhos nos países nórdicos: Dinamarca, Finlândia, Noruega e Suécia. Os autores não observaram qualquer efeito do sexo do primeiro filho sobre a probabilidade de nascimento de um segundo e, além disso, pais de dois filhos preferem ter, pelo menos, um menino e uma menina. Entretanto, juntamente com a preferência por uma composição sexual mista, Andersson et. al. (2004) também verificaram que, na Dinamarca, Noruega e Suécia, as mães de dois meninos têm uma probabilidade 10% superior de ter um terceiro filho em relação às mães de

duas meninas, uma indicação de preferência por meninas; ao passo que, as mães finlandesas revelam uma preferência por meninos. Os autores concluem que, mesmo com um alto grau de modernização e igualdade de gênero, como é o caso dos países nórdicos, a preferência dos pais por filhos de determinado sexo pode não ser neutralizada, ao contrário, pode ser que essas características dêem origem a novas preferências em relação ao sexo dos filhos. E, nesse sentido, se as mulheres preferem claramente ter filhas, ao invés de filhos, uma melhora no *status* social feminino pode, de fato, levar a uma maior demanda por meninas.

Saindo da Europa, mas mantendo a análise da existência ou não de uma preferência por filhos de um determinado sexo em países desenvolvidos, Yamamura (2009) avaliou, utilizando dados do Japão, como a pressão social relacionada à preferência dos pais por meninos ou meninas afeta sua fecundidade. O autor compara mulheres no período pré-guerra a mulheres no período pós-guerra. Yamamura (2009) verifica uma preferência por meninos em detrimento das meninas – já que mulheres que tiveram uma menina na primeira gravidez tendem a ter um maior número de filhos – apenas antes da guerra; após a guerra, essa tendência não é verificada. Segundo o autor, o desenvolvimento econômico reduz o efeito da pressão social sobre a fecundidade.

Diversos estudos também encontram uma maior demanda por filhos em relação a filhas em outras regiões desenvolvidas. Segundo Dahl & Moretti (2004), embora a análise das razões de sexo não revelem, as preferências por meninos em países desenvolvidos existem e aparecem de uma maneira mais sutil, se comparadas aos países em desenvolvimento. Nos Estados Unidos, por exemplo, mulheres que engravidam solteiras têm mais chances de estarem casadas ao nascimento da criança se esta for um menino e, além disso, famílias compostas apenas por meninas apresentam uma probabilidade maior de terem um terceiro filho em relação a famílias que têm apenas meninos (mas, para os autores, essa preferência está mais presente nas declarações dos homens). Os autores também verificam que as mães de meninas têm maiores probabilidades de estarem divorciadas ou separadas e de nunca terem se casado em comparação às mães que tiveram apenas meninos. Ademais, o fato de terem um menino faz com que os casais, em geral, decidam não ter mais filhos.

Entretanto, existem países, tais como Tailândia, Sri Lanka, Canadá e Indonésia onde parece não existir uma preferência revelada por filhos de determinado sexo (Abeykoon 1995; Wongboonsin and Ruffolo, 1995; McDougall, 1999; Kevane & Levine, 2000; Dickens et. al., 2005; Gonzalez & Koestner, 2005).

Em se tratando de países latino-americanos, em geral, existem duas possibilidades em relação à preferência dos pais por meninos ou meninas. Por um lado, alguns estudos indicam que não há uma preferência por um dos sexos, ou seja, os pais preferem ter um equilíbrio entre o número de filhas e filhos tidos ou, pelo menos, uma criança de cada sexo (Arnold, 1997; Cruces & Galiani, 2003). Por outro lado, há estudos que identificam uma clara preferência por meninos, de tal forma que os pais costumam não mais ter filhos após o nascimento de um menino (Dahl & Moretti, 2004).

No Brasil, são escassas análises empíricas acerca das preferências em relação à composição sexual dos filhos. As poucas evidências existentes sugerem que não há uma preferência por um sexo especificamente. Na verdade, em geral, os pais preferem ter, pelo menos, um casal de filhos (Maciel & Mesquita, 2004). De fato, segundo Arnold (1997), a preferência por meninos é um evento raro na América Latina; aliás, segundo Filmer, Friedman & Schady (2008), as mães latino-americanas expressam uma sutil preferência por filhas, embora isso não influencie o comportamento efetivo da fecundidade.

No entanto, mesmo em sociedades onde há uma preferência declarada por meninos, para muitas famílias é importante ter, pelo menos, uma menina e um menino (Arnold, 1997; Hank & Kohler, 2000). E, dada a pronunciada queda da fecundidade experimentada pelo Brasil nas últimas décadas e o fato de que em países com níveis de fecundidade mais baixa, o sexo dos filhos tidos assume maior importância na decisão de terem mais filhos (Hank & Kohler, 2003; Gray, Evans & Kippen, 2005; Toulemon & Régnier-Loilier, 2006), esperamos que essa preferência (dos pais por filhos de ambos os sexos) afete o número de filhos tidos pelas famílias brasileiras.

Para nós, a existência desse efeito é importante porque sua estimativa é, por definição, exógena ao modelo no qual estimamos a participação feminina no

mercado de trabalho (já que a preferência dos pais por terem, pelo menos, um filho de cada sexo afeta diretamente a decisão da mulher ter filhos e indiretamente – apenas por meio da fecundidade – a sua participação) e, portanto, constitui a variável que nos fornece o efeito do terceiro filho sobre a participação das mães no mercado de trabalho.

Assim, nesse capítulo, para contornar o problema da endogeneidade presente na relação filhos-trabalho, estimamos o efeito de um terceiro filho sobre a participação das mães em dois estágios: inicialmente, estimamos o efeito da preferência dos pais por filhos de ambos os sexos sobre a probabilidade de nascimento de um terceiro filho. E, posteriormente, o efeito dessa estimativa sobre a participação feminina no mercado de trabalho. Na seção metodológica, essa estratégia é mais bem esclarecida.

A seguir, apresentamos e descrevemos as fontes dos dados utilizadas nesse capítulo.

6.2 Fontes dos dados

Para a efetivação do exercício empírico desse capítulo, utilizamos novamente a série das Pnads (Pesquisa Nacional de Amostras por Domicílios) realizadas desde 1992 a 2007. Mas, embora não estejamos trabalhando com um evento raro na população, também nesse capítulo empilhamos essas Pnads de maneira a gerarmos dois bancos de dados. Sendo que as Pnads de 1992 a 1999 formam a base da década de 1990 e as Pnads de 2001 a 2007 compõem a base da década de 2000. A justificativa para esse empilhamento está no fato de que queremos estimar o efeito de um filho adicional a partir do terceiro, da forma mais comparável possível aos efeitos estimados para as outras parturições (capítulos anteriores).

Como já mencionado, as Pnads contêm diversas informações demográficas e socioeconômicas. Algumas informações têm um caráter permanente, como aquelas acerca das características gerais da população, educação, trabalho, rendimento e infra-estrutura domiciliar, e outras têm periodicidade variável, como

as características migratórias, de fecundidade, nupcialidade, saúde, nutrição e outros temas que são incluídos segundo as necessidades de cada época.

Nesse capítulo, utilizamos apenas informações sobre características básicas como idade, escolaridade, *status* ocupacional, renda, posição na família, sexo dos filhos, área e região de residência.

6.2.1 Restrições amostrais

A estimação do efeito de um filho adicional a partir do terceiro impõe uma restrição à amostra a ser analisada. Dado que a variável-chave desse exercício se baseia na preferência dos pais por filhos de ambos os sexos e, portanto, no fato de que aqueles pais cujos dois primeiros filhos são do mesmo sexo têm maior probabilidade de terem um terceiro filho (Angrist & Evans, 1998; Ebenstein, 2007), a população de interesse deve ser composta por mulheres que têm, no mínimo, dois filhos. Ademais, novamente, com o objetivo de manter a comparabilidade com os outros capítulos, restringimos a amostra às mulheres de 15 a 49 anos de idade.

Essa necessidade de restringir a amostra às mães com pelo menos dois filhos traz consigo uma dificuldade no que se refere à associação das mulheres aos seus próprios filhos. Isto porque, há diversos tipos de arranjos domiciliares. Existem, por exemplo, famílias constituídas por um casal com filhos sem que, esses sejam necessariamente, filhos de ambos os pais. Para lidar com esse problema, realizamos dois filtros adicionais: 1) utilizamos a variável "relação com o chefe da família" e restringimos a amostra às mulheres cônjuges ou chefes apenas (se houverem famílias conviventes em um mesmo domicílio, só entram na amostra aquelas cujas mulheres foram classificadas como chefes ou cônjuges); e 2) retiramos da amostra as mulheres para as quais a idade ao nascimento do primeiro filho foi inferior a 14 anos (como um indicador de erros nos dados ou erro na alocação das crianças às mulheres). Com base nesses filtros amostrais, de cada década, extraímos quatro sub-amostras. A primeira inclui mulheres com idade não inferior a 15 anos e não superior a 49. A segunda exclui dessas mulheres, aquelas solteiras, divorciadas ou que não tinham um companheiro

residindo no mesmo domicílio, restando apenas aquelas em união consensual ou legal. A terceira amostra é composta de mulheres de 15 a 39 anos de idade. Finalmente, a quarta considera mulheres de 40 a 49 anos.

Em cada uma dessas amostras, estão no grupo-tratamento aquelas mães com mais dois filhos, e no grupo-controle aquelas que têm apenas dois filhos. Todas as restrições amostrais necessárias ao exercício empírico desse estudo constam na TAB. 6.1, de forma detalhada.

TABELA 6.1

Construção dos bancos de dados – Tamanho das amostras de interesse – Brasil – Décadas de 1990 e 2000

Amostras	Filtros	Década	
		1990	2000
Amostra-base	Mulheres chefes ou cônjuges com dois ou mais filhos	304,169	328,587
	Solteiras ou em união heterossexual	301,905	327,357
	Com idade entre 15 e 49 anos	253,822	271,176
	Cuja primeira gravidez não foi de trigêmeos (ou mais) ou de um casal de gêmeos, ou a segunda gravidez não foi de gêmeos (ou mais)	251,469	268,521
	Cuja idade ao nascimento do 1º filho foi igual ou superior a 14 anos	246,187	261,804
	Cuja raça/cor foi informada	246,165	261,786
	Cuja escolaridade foi informada	245,085	258,591
	Cuja condição de atividade (se PEA ou não) foi informada	245,058	258,584
	Cuja renda foi informada	241,103	254,623
1ª: Mulheres 15-49 anos	Tratamento: mães de 3 ou mais filhos	122,175	129,282
	Controle: com 2 filhos	118,928	125,341
2ª: Mulheres 15-49 anos unidas	Tratamento: mães de 3 ou mais filhos	104,081	105,385
	Controle: com 2 filhos	101,885	102,953
3ª: Mulheres 15-39 anos	Tratamento: mães de 3 ou mais filhos	82,222	83,614
	Controle: com 2 filhos	80,937	82,420
4ª: Mulheres 40-49 anos	Tratamento: mães de 3 ou mais filhos	39,953	45,668
	Controle: com 2 filhos	37,991	42,921

Fonte: IBGE/Pnads 1992 a 2007.

6.2.2 Análise descritiva

Década de 1990

Características sócio-demográficas

A estratégia de estimação adotada no presente capítulo requer o uso de informações sobre a oferta de trabalho das mães e sobre o sexo dos dois primeiros filhos por elas tidos. Assim, como uma primeira descrição da base de dados, a TAB. 6.2 mostra a taxa de participação na força de trabalho e a probabilidade do nascimento de um terceiro filho entre as mulheres de 15 a 49 anos de idade e com, no mínimo, dois (duas) filhos (as) para as quatro amostras de interesse desse estudo, na década de 1990. Na comparação entre as amostras, observamos que as mulheres mais jovens têm, em média, menos filhos que as mais velhas (são 1.88 filhos para cada mulher de 15 a 39 anos, ao passo que, para aquelas que têm entre 40 e 49 anos, esse número aumenta para 2.33 filhos por mulher), até porque muitas delas estão ainda iniciando seu período reprodutivo. Também as mais jovens estão presentes em menor proporção no mercado de trabalho (52.79% contra 59.03%), talvez porque no grupo em que consideramos as mulheres de 15 a 39 anos, muitas delas ainda estejam completando sua formação educacional. Ao considerarmos apenas as mães de, pelo menos, duas crianças, destaca-se o fato de que tanto as taxas de atividade quanto de ocupação são inferiores àquelas baseadas em todas as mulheres, independentemente de terem filhos ou não.

TABELA 6.2

Fecundidade e oferta de trabalho - Mulheres de 15 a 49 anos de idade e amostras selecionadas - Brasil - Década de 1990

Estatística	Mulheres com idade no intervalo...			
	15 a 49		15 a 39	40 a 49
	Todas	Unidas		
<i>Todas as mulheres</i>				
Número médio de crianças nascidas vivas	2.01	2.09	1.88	2.33
% com 2 ou mais crianças	59.58	62.87	56.41	67.50
% trabalhou na última semana	54.57	51.30	52.79	59.03
% estava ativa na última semana	59.53	55.61	58.55	61.98
Observações	432,692	346,514	311,344	121,348
<i>Mães de, pelo menos, 2 crianças</i>				
Número médio de crianças nascidas vivas	2.91	2.92	2.80	3.14
% mulheres com mais de 2 crianças	49.87	50.30	46.76	56.36
% trabalhou na última semana	53.65	51.32	51.68	57.76
% estava ativa na última semana	57.80	54.95	56.49	60.54
Observações	255,743	216,908	173,994	81,749

Fonte: IBGE/Pnads 1992 a 1999.

Considerando apenas as mulheres com, no mínimo, dois filhos, apresentamos a TAB. 6.3. Nela estão as médias/proporções de algumas variáveis selecionadas também para a década de 1990. Inicialmente, a tabela contém medidas de número de crianças nascidas vivas, idade, idade ao nascimento do primeiro filho, anos de estudo e participação no mercado de trabalho das mães de, pelo menos, dois filhos⁴². Um fato que se destaca nessa tabela é que, embora as mulheres unidas tenham, em média, uma escolaridade superior à amostra que considera todas as mulheres (5.62 anos médios de estudo das mulheres unidas contra 5.58 ao considerarmos todas as mulheres), sua participação no mercado de trabalho é inferior (enquanto 51.2% das unidas trabalharam na semana anterior à pesquisa, na amostra de todas as mulheres, esse percentual sobe para 53.59%).

A TAB. 6.3 também mostra alguns indicadores que caracterizam a prole das mulheres objetos desse trabalho. Há um indicador para mulheres com mais de dois filhos, outro para o sexo do primeiro filho, um indicador de proporção de mulheres com dois ou mais filhos cujos dois primeiros filhos têm o mesmo sexo e,

⁴² Nessa tabela (6.3) são reportadas algumas estatísticas que também constam da TAB. 6.2, porém há uma pequena variação entre uma e outra porque as amostras consideradas são diferentes. A TAB. 6.3 se baseia na amostra que será utilizada no nosso exercício empírico, com todos os filtros presentes na TAB. 5.1, ao passo que a TAB. 6.2 considera todas as mães de 15 a 49 anos de idade, com no mínimo dois filhos.

ainda, uma decomposição do último indicador em dois dos seus componentes: um indicador de “duas meninas” e outro de “dois meninos”. De um modo geral, pouco mais de 50% das mulheres com, pelo menos, dois filhos tiveram os dois primeiros filhos do mesmo sexo, sendo que entre essas, há uma maior proporção de mulheres que tiveram dois meninos (55.63% para as mulheres de 15 a 49 anos de idade) em relação a duas meninas (44.37%).

TABELA 6.3

Estatísticas descritivas - Mães de 15 a 49 anos de idade com, no mínimo, 2 filhos - Brasil - Década de 1990

Estatística	Mulheres com idade no intervalo...			
	15 a 49		15 a 39	40 a 49
	Todas	Unidas		
Número médio de filhos nascidos vivos	2.89 (1.27)	2.91 (1.29)	2.78 (1.14)	3.13 (1.47)
Idade média	35.55 (7.40)	35.39 (7.32)	31.47 (5.16)	43.94 (2.81)
Idade média ao nascimento do primeiro filho	22.37 (4.29)	22.40 (4.28)	21.04 (3.57)	25.12 (4.33)
Anos médios de estudo	5.58 (4.11)	5.62 (4.12)	5.71 (3.91)	5.30 (4.48)
<i>Proporção de mulheres (em %)</i>				
com mais de dois filhos	49.12 (49.99)	49.59 (50.00)	45.80 (49.82)	55.95 (49.64)
cujos dois primeiros filhos tidos são do mesmo sexo	50.58 (50.00)	50.45 (50.00)	50.27 (50.00)	51.22 (49.99)
cujos dois primeiros filhos tidos são meninas	22.44 (41.72)	22.38 (41.68)	23.76 (42.56)	19.71 (39.78)
cujos dois primeiros filhos tidos são meninos	28.14 (44.97)	28.06 (44.93)	26.51 (44.14)	31.51 (46.46)
cujo primeiro filho é um menino	46.13 (49.85)	46.15 (49.85)	48.17 (49.97)	41.95 (49.35)
que trabalhou na semana anterior à pesquisa	53.59 (49.87)	51.20 (49.99)	51.67 (49.97)	57.53 (49.43)
que estava ativa na última semana	57.75 (49.40)	54.84 (49.77)	56.49 (49.58)	60.32 (48.92)
Observações	241,103	205,966	163,159	77,944

Fonte: IBGE/Pnads 1992 a 1999.

Nota: Desvios-padrão entre parênteses.

O fenômeno da preferência dos pais por filhos de ambos os sexos

A preferência dos pais por filhos de ambos os sexos constitui um fenômeno que tem sido tema de vários estudos. Porath & Welch (1976) e Angrist & Evans (1998) mostraram que a probabilidade de uma família ter um filho adicional depende,

significativamente, do sexo dos filhos já tidos. Segundo Angrist & Evans (1998), apenas 34.4% de todas as mulheres norte-americanas que tinham, em 1990, um menino e uma menina, tiveram outro filho, enquanto esse percentual atinge a cifra de 40.7% para aquelas que tinham dois meninos ou duas meninas no mesmo ano. A TAB. 6.4 reporta estimativas semelhantes a essas para o Brasil na década de 1990.

TABELA 6.4

Proporção de mães de 15 a 49 anos de idade (e amostras selecionadas) que tiveram outra criança, segundo a parturição e o sexo da criança - Brasil - Década de 1990

Amostra	Mulheres com idade no intervalo...							
	15 a 49				15 a 39		40 a 49	
	Todas		Unidas		% na amostra	% que teve outra criança	% na amostra	% que teve outra criança
% na amostra	% que teve outra criança	% na amostra	% que teve outra criança					
Mulheres com uma ou mais crianças								
(1)	46.81	67.05	46.65	70.45	48.48	64.32	42.79	74.48
Sexo do primeiro filho	(0.50)	(0.47)	(0.50)	(0.46)	(0.50)	(0.48)	(0.49)	(0.44)
(2)	53.19	68.92	53.35	71.92	51.52	65.16	57.21	77.07
Menino	(0.50)	(0.46)	(0.50)	(0.45)	(0.50)	(0.48)	(0.49)	(0.42)
Diferença (2) - (1)	1.87		1.47		0.84		2.60	
Valor p	0.00		0.00		0.00		0.00	
Observações	356,365		289,973		253,484		102,881	
Mulheres com duas ou mais crianças								
(1)	49.42	47.04	49.55	47.45	49.73	43.84	48.78	53.74
Um menino e uma menina	(0.50)	(0.50)	(0.50)	(0.50)	(0.50)	(0.50)	(0.50)	(0.50)
(2)	22.44	49.33	22.38	49.98	23.76	47.39	19.71	54.15
Sexo dos dois primeiros filhos	(0.42)	(0.50)	(0.42)	(0.50)	(0.43)	(0.50)	(0.40)	(0.50)
Dois meninos	28.14	52.61	28.06	53.04	26.51	48.04	31.51	60.51
(0.45)	(0.50)	(0.45)	(0.50)	(0.44)	(0.50)	(0.46)	(0.49)	(0.49)
(2)	50.58	51.16	50.45	51.68	50.27	47.74	51.22	58.06
Ambos do mesmo sexo	(0.50)	(0.50)	(0.50)	(0.50)	(0.50)	(0.50)	(0.50)	(0.49)
Diferença (2) - (1)	4.12		4.23		3.89		4.32	
Valor p	0.00		0.00		0.00		0.00	
Observações	241,103		205,966		163,159		77,944	

Fonte: IBGE/Pnads 1992 a 1999.

Nota: Desvios-padrão entre parênteses.

Primeiramente, para avaliar a preferência dos pais por filhos de um determinado sexo, consideramos apenas mulheres com um ou mais filhos e verificamos, de acordo com o sexo da primeira criança, a porcentagem de mulheres que tiveram um segundo filho. Nesse ponto, cabe uma ressalva: como empilhamos várias Pnads e o evento de interesse (ter os dois primeiros filhos do mesmo sexo) não é raro, ficamos com uma população muito grande, especialmente, porque essas estatísticas foram ponderadas utilizando-se o peso de expansão da amostra.

Dizemos isso porque, embora a TAB. 6.4 sugira que há uma preferência por um primeiro filho que seja do sexo masculino, não há evidências para o Brasil de que tal fato seja verdade (Arnold, 1997; Maciel & Mesquita, 2004; Filmer, Friedman & Schady, 2008). Além disso, realizamos um exercício anterior a este no qual utilizamos os censos brasileiros de 1970 a 2000 e não verificamos essa preferência (Souza, Rios-Neto & Queiroz, 2008). E, assim como encontrado por Angrist & Evans (1998), ao utilizarmos os censos, não identificamos uma preferência dos pais por meninos, ou por um primeiro filho que seja do sexo masculino. Em todos os anos, o percentual de mulheres que tiveram um segundo filho não varia com o sexo do primeiro filho; observa-se apenas uma redução nesse percentual ao longo desse período de três décadas.

Em segundo lugar, a fim de verificar a preferência dos pais por filhos de ambos os sexos, restringimos nossa análise às famílias com, pelo menos, duas crianças e observamos a relação entre a porcentagem de mulheres que tiveram um terceiro filho e o sexo dos seus dois primeiros filhos. Novamente, a TAB. 6.4 revela uma preferência significativa dos pais, agora, por filhos de ambos os sexos. Entretanto, assim como no caso anterior, essa significância não deve estar apenas refletindo um problema de grandes números, relacionado ao nosso tamanho amostral. Também em Souza, Rios-Neto & Queiroz (2008), verificamos (nos quatro anos censitários) que as mães cujos filhos são do mesmo sexo apresentam uma probabilidade superior de ter um terceiro filho em relação àquelas que têm um menino e uma menina e essa diferença é estatisticamente significativa. Dessa forma, para citar um exemplo, na TAB. 6.4, enquanto 47.04% das mães de 15 a 49 anos de idade, com um casal de filhos tinham um terceiro filho, em se tratando daquelas mães de dois meninos ou duas meninas esse percentual chega a 51.16%.

Análise gráfica

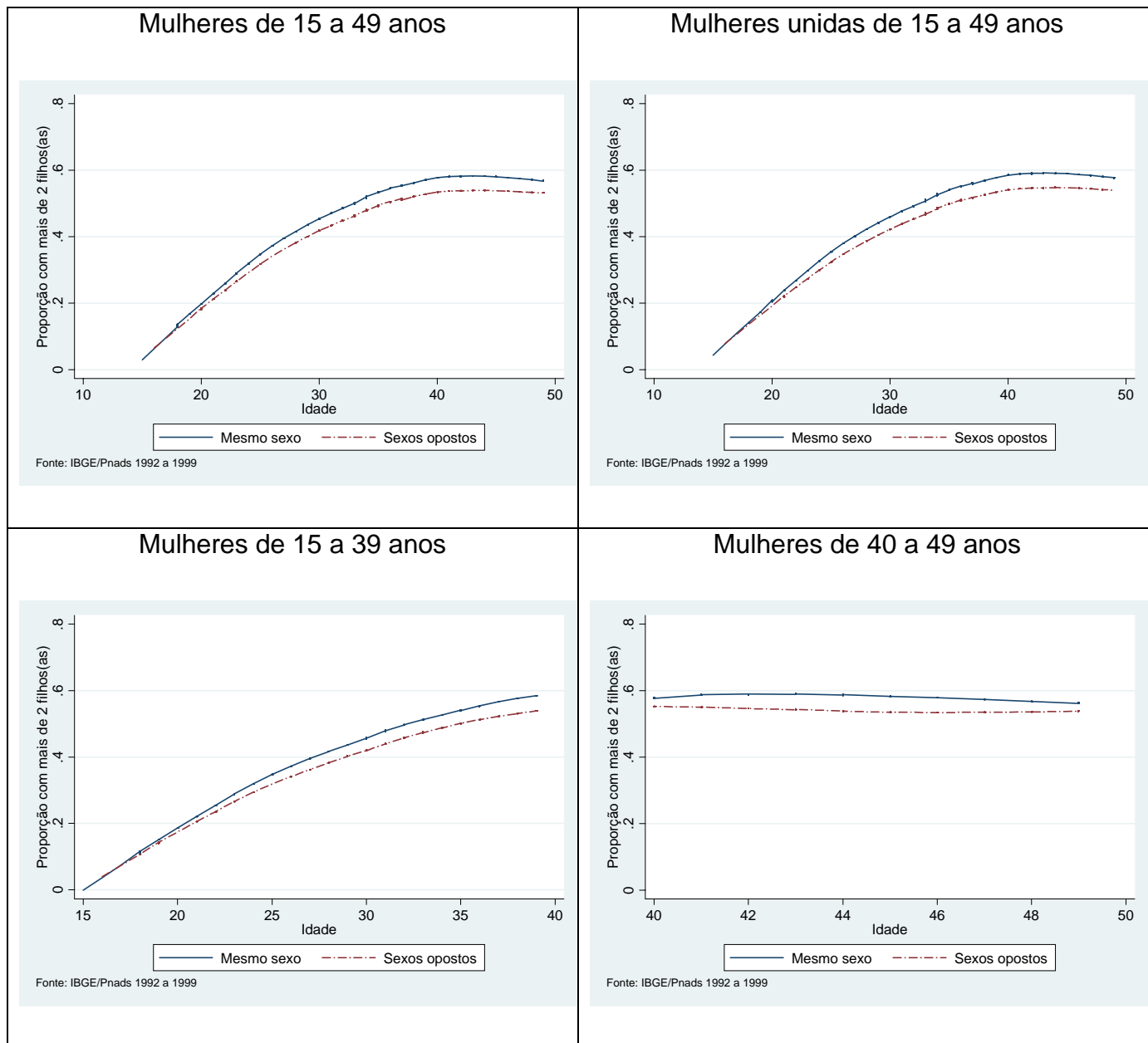
Preferência dos pais por filhos de ambos os sexos versus fecundidade

Na FIG. 6.1, plotamos a proporção de mulheres que têm mais de dois filhos (tratadas) entre aquelas que têm dois ou mais filhos segundo a idade dessas mulheres e o sexo das duas primeiras crianças: se ambas são do mesmo sexo

ou, se é uma menina e um menino. Em primeiro lugar, à exceção do gráfico das mulheres de 40 a 49 anos de idade (que estão no final do seu período reprodutivo), as quatro curvas da FIG. 6.1 assumem uma inclinação ascendente com a idade, porque quanto mais jovem for a mulher, menor a probabilidade que ela tenha mais de dois filhos e vice-versa. Além disso, verificamos, em todas as amostras, que as mulheres que têm dois filhos do mesmo sexo apresentam uma probabilidade de ter um terceiro filho superior em relação àquelas que já tiveram uma menina e um menino, independentemente da sua idade.

FIGURA 6.1

Proporção de mulheres com mais de dois filhos, segundo a sua idade e o sexo das duas primeiras crianças - Mães de 15 a 49 anos de idade (e amostras selecionadas) - Brasil - Década de 1990



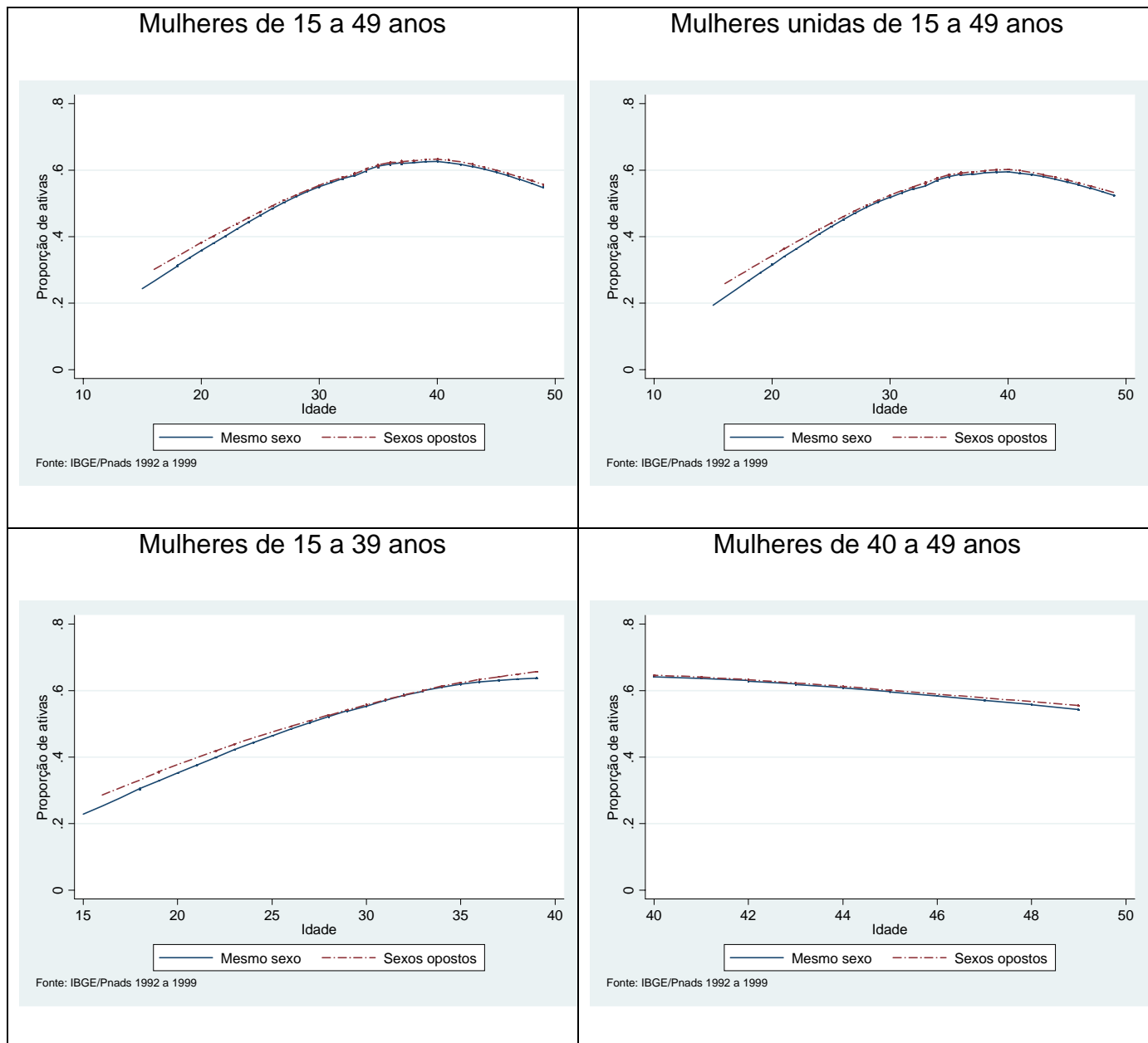
Preferência dos pais por filhos de ambos os sexos versus oferta de trabalho feminina

A FIG. 6.2 mostra a proporção de mulheres que constituíam parte da PEA⁴³ na semana anterior à data de realização da pesquisa segundo sua idade e o sexo das duas primeiras crianças: se ambas são do mesmo sexo ou, se é uma menina e um menino. Diferentemente do que ocorreu na figura anterior, a FIG. 6.2 sugere que o efeito puro (sem controlar por quaisquer outras características das mulheres) do sexo dos dois primeiros filhos sobre a oferta de trabalho feminina seja pouco significativo. E, isso é desejável já que mostra que as mulheres cujos dois primeiros filhos têm o mesmo sexo ou formam um casal de filhos, apresentam comportamentos semelhantes frente ao mercado de trabalho e que, portanto, se a sua participação no mercado de trabalho sofre influência do sexo dos dois primeiros filhos, essa influência se dará apenas por meio da fecundidade. Além disso, analisando os quatro gráficos da FIG. 6.2, verificamos que a taxa de atividade feminina na década de 1990 é uma curva ascendente dos 15 até por volta dos 40 anos de idade, quando começa a decrescer ainda que suavemente. Com relação às mulheres de 15 a 49 anos unidas, observamos que suas taxas de atividade são, em média, inferiores às de todas as mulheres nesse grupo etário (a curva de atividade das mulheres unidas, tanto daquelas que tiveram primeiramente um casal de filhos quanto daquelas que tiveram dois meninos ou duas meninas, é deslocada para baixo em relação à de todas as mulheres).

⁴³ A análise das taxas de ocupação nos permite fazer as mesmas inferências em relação às taxas de atividade aqui demonstradas.

FIGURA 6.2

Taxa de atividade das mulheres com mais de dois filhos, segundo a sua idade e o sexo das duas primeiras crianças - Mães de 15 a 49 anos de idade (e amostras selecionadas) - Brasil - Década de 1990



Nas TABs. 6.5.1 e 6.5.2, apresentamos as diferenças de médias/proporções de algumas variáveis sócio-demográficas entre dois grupos de mulheres: aquelas cujos dois primeiros filhos são do mesmo sexo e aquelas que tiveram um casal de filhos nas quatro amostras analisadas nesse estudo. Novamente, verificamos que o teste de significância da diferença de médias reflete, principalmente, a grandeza

do nosso tamanho amostral. Se priorizarmos a análise da magnitude da diferença, ao invés da significância dessa diferença, fica claro o que estamos querendo dizer. À exceção da proporção de mulheres cujo primeiro filho é um menino, todos os outros indicadores de proporção em todas as quatro amostras revelam uma diferença inferior a 1% entre tratadas e controles. A diferença entre as rendas médias dos desses dois grupos constitui outro exemplo de que as mulheres que tiveram um casal de filhos e aquelas que tiveram como primeiros filhos dois meninos ou duas meninas constituem dois grupos de características bastante similares: enquanto, no capítulo anterior, considerando as mulheres de 15 a 49 anos, a diferença na renda média familiar mensal entre as mães de gêmeos e as mães de um filho era de cerca de R\$ 114.00 na década de 1990, nesse capítulo, a diferença entre as mães cujos dois primeiros filhos são um menino e uma menina e aquelas mães de um casal de filhos é de menos de R\$ 9.00. Tais fatores confirmam a semelhança entre esses dois grupos, já observada na FIG. 6.2.

TABELA 6.5.1

Distribuição (%) e média de características observadas selecionadas - Mães de 15 a 49 anos com, no mínimo, 2 filhos - Brasil - Década de 1990

(continua)

Característica	Todas as mães			Apenas as unidas		
	Mesmo sexo ¹	Sexos opostos ²	Dif ³	Mesmo sexo ¹	Sexos opostos ²	Dif ³
<i>Sociodemográficas</i>						
Número médio de filhos	2.94	2.85	0.09 ***	2.95	2.86	0.09 ***
1º filho é um menino (%)	55.64	52.05	3.59 ***	55.63	52.05	3.57 ***
Branças (%)	55.10	55.80	-0.70 ***	56.38	57.12	-0.74 ***
Unidas (%)	85.97	86.44	-0.46 ***	-	-	-
Chefes (%)	15.53	15.04	0.49 ***	1.74	1.71	0.03 ***
Idade média corrente	35.63	35.48	0.14 ***	35.45	35.32	0.13 ***
Idade média ao ter o(a) primeiro(a) filho(a)	22.36	22.38	-0.02 ***	22.39	22.41	-0.03 ***
Anos médios de estudo	5.54	5.62	-0.07 ***	5.58	5.65	-0.08 ***
<i>Geográficas</i>						
Região de residência						
Sul	15.44	15.99	-0.55 ***	16.10	16.68	-0.58 ***
Sudeste	44.00	43.61	0.39 ***	44.11	43.74	0.37 ***
Norte	5.03	5.02	0.01 ***	4.89	4.86	0.03 **
Nordeste	27.80	27.76	0.04 ***	27.25	27.14	0.11 ***
Centro-Oeste	7.73	7.61	0.12 ***	7.65	7.58	0.07 ***
Situação de residência						
Urbana	79.78	79.96	-0.18 ***	78.42	78.68	-0.26 ***
Área de residência						
Metropolitana	29.87	30.14	-0.28 ***	29.07	29.40	-0.34 ***
<i>Ocupacionais</i>						
Ativas	57.40	58.10	-0.70 ***	54.49	55.20	-0.71 ***
Ocupadas	53.20	53.99	-0.79 ***	50.84	51.57	-0.73 ***
Renda média familiar ⁵	482.73	491.56	-8.83 ***	515.60	524.31	-8.71 ***
Renda média do não trabalho ⁴⁵	390.63	395.88	-5.25 ***	429.77	434.83	-5.06 ***
Jornada de trabalho de, ao menos, 40 horas semanais (%) ⁵	28.68	29.51	-0.83 ***	25.52	26.42	-0.90 ***
Observações	122,175	118,928	-	104,081	101,885	-

Fonte: IBGE/Pnads 1992 a 1999.

Notas:¹Mesmo sexo = Mães cujos dois primeiros filhos têm o mesmo sexo; ²Sexos opostos = Mães cujos dois primeiros filhos formam um casal de filhos; ³Teste de diferença: T - C; Hipótese nula: T = C; *** significativo a 1%; ** significativo a 5%; ⁴Renda do não trabalho = renda familiar subtraída da renda de todos os trabalhos da própria mulher; ⁵Foi considerado renda zero e jornada de zero horas para quem não trabalhava, por isso, a amostra de mulheres é sempre a mesma, inclusive, para essas variáveis.

Erros-padrão entre parênteses.

TABELA 6.5.2

Distribuição (%) e média de características observadas selecionadas - Mães de 15 a 49 anos com, no mínimo, 2 filhos - Brasil - Década de 1990

(fim)

Característica	De 15 a 39 anos			De 40 a 49 anos		
	Mesmo sexo ¹	Sexos opostos ²	Dif ³	Mesmo sexo ¹	Sexos opostos ²	Dif ³
<i>Sociodemográficas</i>						
Número médio de filhos	2.81	2.75	0.07 ***	3.19	3.06	0.13 ***
1º filho é um menino (%)	52.73	50.92	1.81 ***	61.51	54.41	7.10 ***
Branças (%)	54.07	54.23	-0.16 ***	57.18	59.08	-1.90 ***
Unidas (%)	87.62	88.01	-0.39 ***	82.64	83.14	-
Chefes (%)	13.74	13.38	0.36 ***	19.14	18.53	0.61 ***
Idade média corrente	31.49	31.46	0.03 ***	43.97	43.91	0.06 ***
Idade média ao ter o(s) filho(s)	21.03	21.04	-0.01 ***	25.06	25.20	-0.14 ***
Anos médios de estudo	5.71	5.72	0.00 ***	5.20	5.41	-0.21 ***
<i>Geográficas</i>						
Região de residência						
Sul	15.59	16.01	-0.42 ***	15.16	15.96	-0.80 ***
Sudeste	42.30	41.74	0.56 ***	47.42	47.54	-0.11 ***
Norte	5.47	5.44	0.03 ***	4.15	4.15	0.00
Nordeste	28.20	28.57	-0.37 ***	26.99	26.06	0.93 **
Centro-Oeste	8.45	8.24	0.21 ***	6.27	6.29	-0.02 ***
Situação de residência						
Urbana	79.04	78.74	0.30 ***	81.27	82.53	-1.26 ***
Área de residência						
Metropolitana	28.54	28.28	0.26 ***	32.54	34.04	-1.50 ***
<i>Ocupacionais</i>						
Ativas	56.14	56.85	-0.71 ***	59.95	60.71	-0.76 ***
Ocupadas	51.26	52.09	-0.83 ***	57.12	57.97	-0.85 ***
Renda média familiar ⁵	393.71	393.00	0.71 ***	662.30	698.10	-35.81 ***
Renda média do não trabalho ⁴⁵	316.85	315.23	1.62 ***	539.46	564.90	-25.43 ***
Jornada de trabalho de, ao menos, 40 horas semanais (%) ⁵	27.48	28.11	-0.64 ***	31.06	32.38	-1.32 ***
Observações	82,222	80,937	-	39,953	37,991	-

Fonte: IBGE/Pnads 1992 a 1999.

Notas:¹Mesmo sexo = Mães cujos dois primeiros filhos têm o mesmo sexo; ²Sexos opostos = Mães cujos dois primeiros filhos formam um casal de filhos; ³Teste de diferença: T - C; Hipótese nula: T = C; *** significativo a 1%; ** significativo a 5%; ⁴Renda do não trabalho = renda familiar subtraída da renda de todos os trabalhos da própria mulher; ⁵Foi considerado renda zero e jornada de zero horas para quem não trabalhava, por isso, a amostra de mulheres é sempre a mesma, inclusive, para essas variáveis.

Erros-padrão entre parênteses.

Década de 2000

Características sócio-demográficas

Nessa subseção na qual descrevemos as amostras da década de 2000, daremos prioridade à comparação entre as amostras da década de 1990 e de 2000, já que a comparação entre as amostras dessa década são muito semelhantes às da década anterior. Na TAB. 6.6, primeiramente, como um reflexo da queda ocorrida na fecundidade, destacamos o fato de que, além do número médio de filhos em

cada amostra ter se reduzido da década de 1990 para a de 2000, parece haver uma convergência entre as amostras ao longo do tempo, já que as diferenças entre elas são menores na década de 2000 em relação à década anterior. Para citar um exemplo, temos que se na década de 1990, as mulheres de 15 a 39 tinham, em média, 1.88 filhos e as mulheres de 40 a 49 anos tinham 2.33 filhos, na década de 2000, esse número cai para 1.64 e 1.84, respectivamente.

TABELA 6.6

Fecundidade e oferta de trabalho - Mulheres de 15 a 49 anos de idade e amostras selecionadas - Brasil - Década de 2000

Estatística	Mulheres com idade no intervalo...			
	15 a 49		15 a 39	40 a 49
	Todas	Unidas		
<i>Todas as mulheres</i>				
Número médio de crianças nascidas vivas	1.70	1.77	1.64	1.84
% com 2 ou mais crianças	51.92	55.04	49.34	57.50
% trabalhou na última semana	59.70	57.02	57.75	63.90
% estava ativa na última semana	66.84	63.49	66.23	68.16
Observações	526,022	404,255	363,839	162,183
<i>Mães de, pelo menos, 2 crianças</i>				
Número médio de crianças nascidas vivas	2.66	2.67	2.63	2.72
% mulheres com mais de 2 crianças	41.21	41.61	40.43	42.67
% trabalhou na última semana	57.90	55.77	55.61	62.14
% estava ativa na última semana	64.18	61.40	63.05	66.28
Observações	272,259	222,131	179,046	93,213

Fonte: IBGE/Pnads 2001 a 2007.

Mais uma vez, pela análise da TAB. 6.7, verificamos a queda da fecundidade experimentada pelo Brasil nos últimos anos (a proporção de mulheres de 15 a 49 anos que tinha mais de 2 filhos caiu de 49.12% na década de 1990 para 40.34% na de 2000), acompanhada do aumento da escolaridade das mulheres (que subiu de 5.58 anos médios de estudo na década de 1990 para 6.68 na década seguinte) e da sua, cada vez mais marcante, presença no mercado de trabalho (enquanto, na década de 1990, 53.59% das mulheres de 15 a 49 anos declararam que estavam ocupadas, na década seguinte, essa cifra chega a quase 58%).

TABELA 6.7

Estatísticas descritivas - Mães de 15 a 49 anos de idade com, no mínimo, 2 filhos - Brasil - Década de 2000

Estatística	Mulheres com idade no intervalo...			
	15 a 49		15 a 39	40 a 49
	Todas	Unidas		
Número médio de filhos nascidos vivos	2.65 (1.03)	2.66 (1.05)	2.61 (0.97)	2.71 (1.13)
Idade média	36.04 (7.41)	35.92 (7.31)	31.66 (5.17)	43.98 (2.83)
Idade média ao nascimento do primeiro filho	22.12 (4.35)	22.16 (4.35)	20.67 (3.61)	24.74 (4.36)
Anos médios de estudo	6.68 (4.13)	6.70 (4.14)	6.65 (3.88)	6.74 (4.54)
<i>Proporção de mulheres (em %)</i>				
com mais de dois filhos	40.34 (49.06)	40.74 (49.14)	39.32 (48.85)	42.18 (49.38)
cujos dois primeiros filhos tidos são do mesmo sexo	50.81 (49.99)	50.60 (50.00)	50.41 (50.00)	51.53 (49.98)
cujos dois primeiros filhos tidos são meninas	22.29 (41.62)	22.12 (41.50)	23.48 (42.39)	20.12 (40.09)
cujos dois primeiros filhos tidos são meninos	28.52 (45.15)	28.48 (45.13)	26.93 (44.36)	31.41 (46.41)
cujo primeiro filho é um menino	54.27 (49.82)	54.42 (49.80)	52.24 (49.95)	57.94 (49.37)
que trabalhou na semana anterior à pesquisa	57.89 (49.37)	55.71 (49.67)	55.64 (49.68)	61.97 (48.55)
que estava ativa na última semana	64.16 (47.95)	61.32 (48.70)	63.09 (48.26)	66.11 (47.33)
Observações	254,623	208,338	166,034	88,589

Fonte: IBGE/Pnads 2001 a 2007.

Nota: Desvios-padrão entre parênteses.

O fenômeno da preferência dos pais por filhos de ambos os sexos

Mantendo as ressalvas relacionadas à significância dos parâmetros feitas ao descrevermos as amostras da década de 1990 (que pode estar refletindo basicamente o enorme tamanho amostral) e dando continuidade à análise comparativa das décadas de 1990 e de 2000, prosseguimos à análise da TAB. 6.8. Por essa tabela, verificamos que embora a proporção de mulheres com um filho ou com dois filhos de determinado sexo tenha se mantido constante, a proporção dessas mulheres que tiveram outra criança se reduziu bastante entre uma década e outra, em todas as amostras (considerando as mulheres de 15 a 49 anos, por exemplo, enquanto 67.05% das mulheres que tinham uma menina em 1990, tinham outro(a) filho(a), em 2000 apenas 59.79% das mulheres com

essas características tinham outra criança), fato que revela uma vez mais a redução observada na fecundidade nos últimos tempos.

TABELA 6.8

Proporção de mães de 15 a 49 anos de idade (e amostras selecionadas) que tiveram outra criança, segundo a parturição e o sexo da criança - Brasil - Década de 2000

Amostra	Mulheres com idade no intervalo...							
	15 a 49				15 a 39		40 a 49	
	Todas		Unidas		% na amostra	% que teve outra criança	% na amostra	% que teve outra criança
Indicador	% na amostra	% que teve outra criança	% na amostra	% que teve outra criança				
Mulheres com uma ou mais crianças								
(1)	46.67	59.79	46.43	63.24	48.36	57.39	43.14	65.42
Sexo do primeiro filho	(49.89)	(49.03)	(49.87)	(48.22)	(49.97)	(49.45)	(49.53)	(47.56)
(2)	53.33	62.21	53.57	65.57	51.64	58.89	56.86	68.53
Menino	(49.89)	(48.49)	(49.87)	(47.51)	(49.97)	(49.20)	(49.53)	(46.44)
Diferença (2) - (1)		2.42		2.33		1.50		3.10
Valor p		0.00		0.00		0.00		0.00
Observações								
Mulheres com duas ou mais crianças								
(1)	49.19	38.50	49.40	38.76	49.59	37.78	48.47	39.84
Um menino e	(49.99)	(48.66)	(50.00)	(48.72)	(50.00)	(48.48)	(49.98)	(48.96)
Sexo dos dois primeiros filhos	22.29	40.41	22.12	41.02	23.48	40.34	20.12	40.56
Duas meninas	(41.62)	(49.07)	(41.50)	(49.19)	(42.39)	(49.06)	(40.09)	(49.10)
Dois meninos	28.52	43.45	28.48	43.97	26.93	41.28	31.41	46.82
(2)	(45.15)	(49.57)	(45.13)	(49.64)	(44.36)	(49.23)	(46.41)	(49.90)
Ambos do mesmo sexo	50.81	42.12	50.60	42.68	50.41	40.84	51.53	44.38
(49.99)	(49.37)	(50.00)	(49.46)	(50.00)	(49.15)	(49.98)	(49.68)	
Diferença (2) - (1)		3.62		3.93		3.07		4.54
Valor p		0.00		0.00		0.00		0.00
Observações	254,623		208,338		166,034		88,589	

Fonte: IBGE/Pnads 2001 a 2007.

Nota: Desvios-padrão entre parênteses.

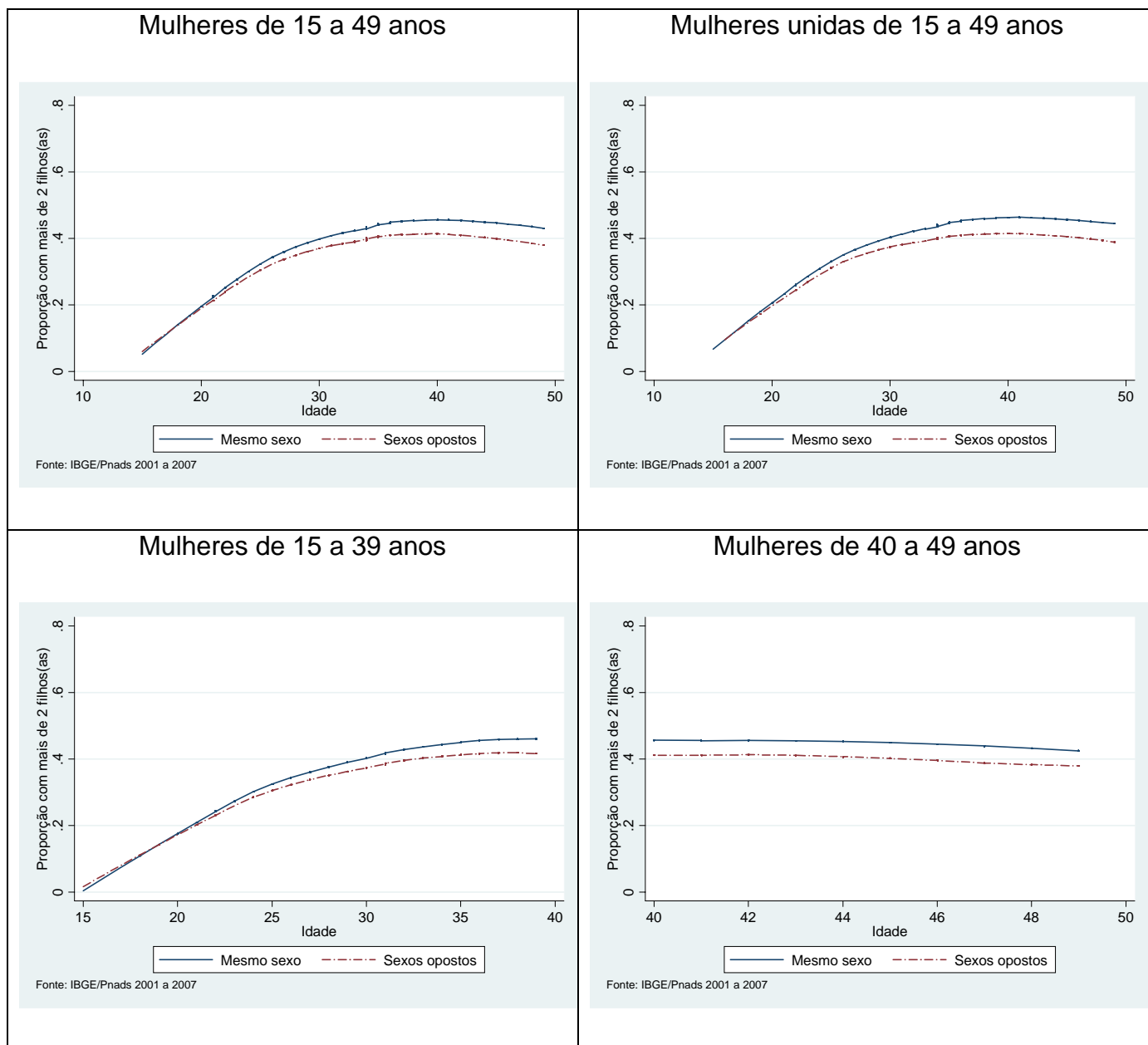
Análise gráfica

Preferência dos pais por filhos de ambos os sexos versus fecundidade

Assim como na década de 1990, também nessa década, as mulheres têm, em média, o comportamento esperado, no sentido de que aquelas cujos dois primeiros filhos têm o mesmo sexo apresentam uma probabilidade superior de terem mais de dois filhos (ou seja, de serem tratadas) em relação àquelas cujos dois primeiros filhos são dois meninos ou duas meninas. Ao compararmos à década anterior (FIG. 6.1), vemos que nessa década, para todas as amostras, as curvas se apresentam deslocadas para baixo já que, de fato, com a queda ocorrida na fecundidade, passa a haver uma menor proporção de mulheres com mais de dois filhos na década de 2000 em relação à década de 1990.

FIGURA 6.3

Proporção de mulheres com mais de dois filhos, segundo a sua idade e o sexo das duas primeiras crianças - Mães de 15 a 49 anos de idade (e amostras selecionadas) - Brasil - Década de 2000

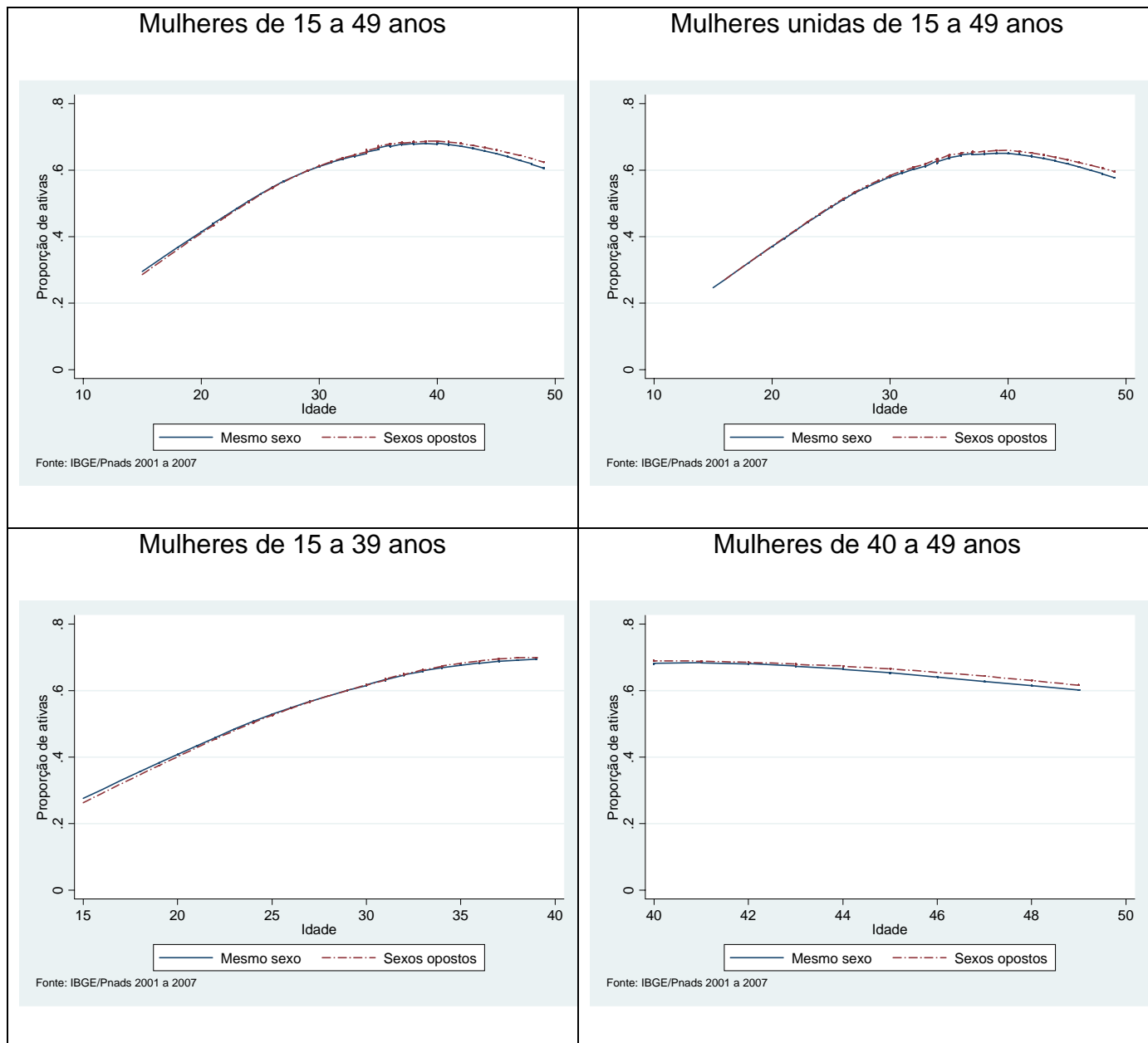


Preferência dos pais por filhos de ambos os sexos versus oferta de trabalho feminina

Também na década de 2000, observamos que as mulheres cujos dois primeiros filhos têm sexos opostos e aquelas que tiveram dois filhos do mesmo sexo, apresentam taxas de atividades muito similares em todas as quatro amostras. Como já mencionado na década anterior, isso é desejável já que, as mulheres devem se diferenciar basicamente pelo fato de terem os dois primeiros filhos do mesmo sexo (e, portanto, terem uma maior probabilidade de terem mais de dois filhos) ou terem um casal de filhos (e, portanto, terem uma probabilidade inferior de terem mais de dois filhos).

FIGURA 6.4

Taxa de atividade das mulheres com mais de dois filhos, segundo a sua idade e o sexo das duas primeiras crianças - Mães de 15 a 49 anos de idade (e amostras selecionadas) - Brasil - Década de 2000



Assim como na FIG. 6.5, as TABs. 6.9.1 e 6.9.2 mostram, pela magnitude das diferenças entre as características das mulheres cujos dois primeiros filhos têm o mesmo sexo e aquelas que tiveram um casal de filhos que, de fato, ambos os grupos se assemelham bastante ao considerarmos cada uma das quatro

amostras de mães na década de 2000 (fato que também ocorreu na década de 1990).

TABELA 6.9.1

Distribuição (%) e média de características observadas selecionadas - Mães de 15 a 49 anos com, no mínimo, 2 filhos - Brasil - Década de 2000

(continua)

Característica	Todas as mães			Apenas as unidas		
	Mesmo sexo ¹	Sexos opostos ²	Dif ³	Mesmo sexo ¹	Sexos opostos ²	Dif ³
<i>Sociodemográficas</i>						
Número médio de filhos	2.68	2.61	0.06 ***	2.69	2.62	0.07 ***
1º filho é um menino (%)	56.13	52.34	3.79 ***	56.29	52.51	3.79 ***
Branças (%)	49.71	50.01	-0.30 ***	51.09	51.23	-0.14 ***
Unidas (%)	82.35	83.04	-0.69 ***	-	-	-
Chefes (%)	22.50	21.85	0.65 ***	5.88	5.88	0.00
Idade média corrente	36.11	35.98	0.13 ***	35.99	35.84	0.15 ***
Idade média ao ter o(s) filho(s)	22.13	22.11	0.02 ***	22.19	22.14	0.05 ***
Anos médios de estudo	6.67	6.70	-0.03 ***	6.68	6.72	-0.04 ***
<i>Geográficas</i>						
Região de residência						
Sul	14.57	14.60	-0.03 ***	15.20	15.23	-0.03 ***
Sudeste	42.44	42.17	0.26 ***	42.38	42.16	0.22 ***
Norte	6.67	6.65	0.02 ***	6.44	6.39	0.05 **
Nordeste	28.44	28.75	-0.31 ***	28.05	28.35	-0.30 ***
Centro-Oeste	7.88	7.82	0.05 ***	7.93	7.87	0.06 ***
Situação de residência						
Urbana	84.37	84.51	-0.14 ***	82.83	83.02	-0.19 ***
Área de residência						
Metropolitana	29.97	29.83	0.14 ***	28.94	28.79	0.14 ***
<i>Ocupacionais</i>						
Ativas	63.87	64.47	-0.60 ***	60.94	61.71	-0.77 ***
Ocupadas	57.60	58.18	-0.58 ***	55.33	56.10	-0.77 ***
Renda média familiar ⁵	1681.29	1688.22	-6.93 ***	1832.20	1837.05	-4.85 ***
Renda média do não trabalho ^{4,5}	1304.58	1307.68	-3.10 ***	1472.86	1472.16	0.70
Jornada de trabalho de, ao menos, 40 horas semanais (%) ⁵	33.90	34.40	-0.50 ***	30.77	31.43	-0.66 ***
Observações	129,282	125,341	-	105,385	102,953	-

Fonte: IBGE/Pnads 2001 a 2007.

Notas:¹Mesmo sexo = Mães cujos dois primeiros filhos têm o mesmo sexo; ²Sexos opostos = Mães cujos dois primeiros filhos formam um casal de filhos; ³Teste de diferença: T - C; Hipótese nula: T = C; *** significativo a 1%; ** significativo a 5%; ⁴Renda do não trabalho = renda familiar subtraída da renda de todos os trabalhos da própria mulher; ⁵Foi considerado renda zero e jornada de zero horas para quem não trabalhava, por isso, a amostra de mulheres é sempre a mesma, inclusive, para essas variáveis.

Erros-padrão entre parênteses.

TABELA 6.9.2

Distribuição (%) e média de características observadas selecionadas - Mães de 15 a 49 anos com, no mínimo, 2 filhos - Brasil - Década de 2000

(fim)

Característica	De 15 a 39 anos			De 40 a 49 anos		
	Mesmo sexo ¹	Sexos opostos ²	Dif ³	Mesmo sexo ¹	Sexos opostos ²	Dif ³
<i>Sociodemográficas</i>						
Número médio de filhos	2.63	2.59	0.04 ***	2.76	2.66	0.09 ***
1º filho é um menino (%)	53.41	51.05	2.36 ***	60.95	54.74	6.21 ***
Branças (%)	47.22	47.29	-0.07 ***	54.11	55.05	-0.94 ***
Unidas (%)	83.79	84.53	-0.74 ***	79.79	80.27	-
Chefes (%)	20.84	20.19	0.65 ***	25.42	24.92	0.51 ***
Idade média corrente	31.65	31.67	-0.02 ***	44.01	43.95	0.06 ***
Idade média ao ter o(s) filho(s)	20.67	20.68	0.00	24.71	24.77	-0.06 ***
Anos médios de estudo	6.66	6.64	0.02 ***	6.67	6.81	-0.14 ***
<i>Geográficas</i>						
Região de residência						
Sul	13.89	13.90	-0.01 *	15.78	15.90	-0.13 ***
Sudeste	40.11	39.69	0.42 ***	46.56	46.77	-0.21 ***
Norte	7.45	7.53	-0.08 ***	5.30	5.02	0.28 ***
Nordeste	29.88	30.30	-0.42 ***	25.89	25.88	0.01
Centro-Oeste	8.67	8.58	0.09 ***	6.48	6.43	0.05 ***
Situação de residência						
Urbana	83.43	83.23	0.20 ***	86.04	86.88	-0.84 ***
Área de residência						
Metropolitana	28.09	27.98	0.12 ***	33.30	33.27	0.03 *
<i>Ocupacionais</i>						
Ativas	62.92	63.26	-0.34 ***	65.55	66.70	-1.15 ***
Ocupadas	55.51	55.76	-0.25 ***	61.31	62.66	-1.35 ***
Renda média familiar ⁵	1314.78	1313.65	1.13 ***	2330.89	2382.44	-51.55 ***
Renda média do não trabalho ^{4,5}	1008.16	1012.27	-4.11 ***	1829.94	1855.18	-25.25 ***
Jornada de trabalho de, ao menos, 40 horas semanais (%) ⁵	32.72	32.71	0.01	35.91	37.41	-1.50 ***
Observações	83,614	82,420	-	45,668	42,921	-

Fonte: IBGE/Pnads 2001 a 2007.

Notas:¹Mesmo sexo = Mães cujos dois primeiros filhos têm o mesmo sexo; ²Sexos opostos = Mães cujos dois primeiros filhos formam um casal de filhos; ³Teste de diferença: T - C; Hipótese nula: T = C; *** significativo a 1%; ** significativo a 5%; ⁴Renda do não trabalho = renda familiar subtraída da renda de todos os trabalhos da própria mulher; ⁵Foi considerado renda zero e jornada de zero horas para quem não trabalhava, por isso, a amostra de mulheres é sempre a mesma, inclusive, para essas variáveis.

Erros-padrão entre parênteses.

6.3 Estratégia de estimação

Diferentemente dos demais capítulos, na estimação do efeito do terceiro filho sobre a participação materna no mercado de trabalho não utilizamos uma *proxy* para a fecundidade (que representaria, por si só, uma variação no número de filhos, como é o caso da ocorrência de gêmeos – o nascimento inesperado de um filho a mais – e natimortos – um não-nascimento também inesperado) e sim, um

instrumento (que não constitui aumento direto no tamanho da família, mas um fenômeno que influencia a probabilidade de nascimento de mais uma criança na família). Por isso, estimamos o efeito do terceiro filho sobre a participação laboral das mães em dois estágios.

Primeiro estágio: estimando o efeito da preferência dos pais por filhos de ambos os sexos sobre a probabilidade de se ter mais de dois filhos

Sendo md_i uma variável binária que assume valor 1, se a mulher tem mais de dois filhos e valor zero, se tem exatos dois filhos, estimamos o seguinte modelo de regressão logística:

$$E[md_i / z_i] = 1[F(z'_i \beta)] + 0[1 - F(z'_i \beta)], \text{ na qual } F(z'_i \beta) = e^{z'_i \beta} / [1 + e^{z'_i \beta}]. \quad (6.3.1)$$

Onde o vetor z'_i inclui a variável instrumental indicadora do sexo dos dois primeiros filhos (assumindo valor 1, se são duas meninas ou dois meninos e valor zero, se são uma menina e um menino) e as variáveis inseridas nos modelos como controles. Adicionamos esse vetor para garantir que a variável instrumental utilizada constitua um evento aleatório na população.

Dessa forma, as variáveis-controle que compõem o vetor z'_i da equação 6.3.1 são: a idade corrente da mãe e o quadrado dessa idade; a escolaridade; a presença de cônjuge; a área de residência (se urbana ou não), o tipo de área (se metropolitana ou não), a região geográfica e *clusters* por Unidade da Federação; a renda do não trabalho (renda familiar exclusive a renda da própria mulher) e o décimo da renda familiar ao qual a mulher pertence; a presença de filhos ou filhas com até 2 anos de idade, entre 3 e 6 anos e entre 7 e 12 anos⁴⁴ e o sexo do

⁴⁴ Sendo que essas variáveis que controlam pela idade dos filhos são apenas inseridas nos modelos que consideram todas as mulheres, independentemente da idade do seu(ua) filho(a) mais velho(a).

primeiro e segundo filhos⁴⁵. Além dessas variáveis, como utilizamos amostras que contêm vários anos (já que as Pnads foram empilhadas), temos também uma variável indicadora do ano em que cada pesquisa foi realizada.

Segundo estágio: estimando o efeito de um filho adicional a partir do terceiro filho sobre a participação feminina no mercado de trabalho

Essa estimativa do efeito da variável instrumental (que indica se os dois primeiros filhos são do mesmo sexo) sobre a probabilidade de nascimento de um terceiro filho passa, então, a representar uma variação exógena na fecundidade em relação à oferta de trabalho das mães. Portanto, essa estimativa, inserida no modelo de oferta de trabalho feminina, nos fornece o efeito do terceiro filho sobre a participação das mães no mercado de trabalho.

Novamente, como nos capítulos anteriores, para estimar o efeito da fecundidade sobre a oferta de trabalho feminina, nos concentramos em duas variáveis dependentes relacionadas à participação da mulher no mercado de trabalho: *status* de trabalho (que indica se a mulher estava ocupada na semana anterior à pesquisa) e PEA (que classifica a mulher como economicamente ativa, ou não; o que inclui as ocupadas e as desocupadas em uma mesma categoria).

Assim, sendo y_i , uma medida de oferta de trabalho (ocupação ou PEA) e x_i , o vetor de variáveis explicativas que inclui, além da estimativa da probabilidade de nascimento de um terceiro filho obtida no primeiro estágio, as mesmas variáveis-controle do modelo de fecundidade (primeiro estágio), estimamos a seguinte regressão logística (nosso modelo de segundo estágio):

$$E[y_i / x_i] = 1[F(x'_i \beta)] + 0[1 - F(x'_i \beta)], \text{ na qual } F(x'_i \beta) = e^{x'_i \beta} / [1 + e^{x'_i \beta}] \quad (6.3.2)$$

⁴⁵ A justificativa para a inserção dessas duas últimas variáveis se encontra no fato de que Angrist & Evans (1998) encontraram, para os Estados Unidos em 1980 e 1990, uma probabilidade de 51% de nascimento de um menino, ao invés de uma menina (segundo as nossas estimativas, também no Brasil, encontramos essa maior probabilidade de nascimento de um menino). De acordo com os autores, essa associação positiva entre a variável indicadora do sexo dos dois primeiros filhos e o sexo de cada criança é preocupante especialmente se o sexo dos filhos afeta a oferta de trabalho dos pais por outras razões que vão além do tamanho da família. Esses efeitos podem surgir a partir do momento em que o sexo dos filhos afeta o comprometimento do pai em relação à família ou muda a maneira como os pais tratam suas crianças, por exemplo.

Também nesse capítulo, optamos por estimar os modelos sem ponderação e adicionar *clusters* segundo as Unidades da Federação, já que a amostragem das Pnads é estratificada por UF's.

No modelo logístico, cada coeficiente fornece o “impacto” de uma variação ocorrida na variável explicativa sobre a média da variável dependente, tal efeito é conhecido como efeito marginal.

Assim, o efeito marginal da variável indicadora do nascimento de um terceiro ou mais filhos sobre a probabilidade de a mulher estar ocupada ou fazer parte da PEA fica assim definido (lembrando que md_i – que, no segundo estágio, nos fornece o efeito do terceiro filho sobre a probabilidade de participação das mães no mercado de trabalho – é a probabilidade de nascimento de um terceiro filho a ser estimada pela equação de primeiro estágio 6.3.1):

$$\frac{\partial E[y_i / md_i]}{\partial md_i} = \frac{e^{x_i' \beta}}{[1 + e^{x_i' \beta}]^2} \times \beta_{md} = F(x_i' \beta) \times [1 - F(x_i' \beta)] \times \beta_{md}. \quad (6.3.3)$$

Quanto à interpretação do efeito estimado com base na equação 6.3.3, temos que um efeito marginal negativo da variável ‘*md*’ sugere que as mães de três ou mais filhos apresentam uma menor probabilidade de estarem trabalhando ou de constituírem parte da PEA em relação às mães de dois filhos. De outra maneira, um efeito marginal da variável indicadora do nascimento de um terceiro ou mais filhos de -3% sobre a participação das mães, por exemplo, sugere que as mães que têm três ou mais filhos têm uma probabilidade 3% inferior de estarem inseridas no mercado de trabalho em relação às mulheres que têm dois filhos.

Vale lembrar que esse exercício foi realizado para as duas variáveis de participação no mercado de trabalho (ocupadas e PEA), nas quatro amostras de mulheres com, no mínimo, dois filhos (todas as mães de 15 a 49 anos; de 15 a 39 anos; de 40 a 49 anos; apenas as unidas de 15 a 49 anos) e para as duas décadas (de 1990 e 2000). Ou seja, temos 16 estimativas do efeito médio local do tratamento (ter tido três ou mais filhos).

Diferentemente dos capítulos anteriores, aqui não utilizamos técnicas de pareamento, especialmente porque, por não estarmos tratando de um evento raro

(ter dois filhos do mesmo sexo), temos quase a mesma quantidade de mulheres tratadas e controles; o que não constitui cenário adequado à aplicação da referida técnica. Além disso, também pelo fato de ser um evento bastante comum na população, especialmente, em comparação à ocorrência de gêmeos e natimortos, as mulheres tratadas desse capítulo não constituem um grupo com características tão específicas e diferenciadas do restante da nossa amostra (as mulheres-controle); o que torna desnecessária a realização de pareamentos como forma de validar os resultados encontrados.

A utilização de variáveis instrumentais: limitações⁴⁶

Na estruturação do método de variáveis instrumentais (VI), embora a inferência causal seja dada pelo instrumento (nesse caso, a *dummy* indicadora do sexo dos dois primeiros filhos tidos), a variável de interesse continua sendo a variável endógena definidora do *status* de tratamento (nesse caso, a *dummy* indicadora de dois filhos ou mais de dois filhos). Essa peculiaridade do VI nos leva a adotar um conceito de resultados potenciais generalizados, indexados tanto ao instrumento, quanto ao *status* de tratamento (Angrist & Pischke, 2009). Isso quer dizer que a participação das mulheres no mercado de trabalho pode variar de acordo com as combinações alternativas entre ter dois filhos ou ter mais de dois filhos e ter tido os dois primeiros filhos de sexos opostos ou do mesmo sexo.

Consideramos inicialmente que existem duas possibilidades de resultados – $Y_i(0)$ e $Y_i(1)$ – no modelo cuja variável resposta se refere à oferta de trabalho feminina (Y_i) e onde a variável endógena indicadora de mais de dois filhos (X_i) entra diretamente como variável explicativa. Nesse caso, $Y_i(0)$ fornece qual seria a participação no mercado de trabalho da mulher i se ela tivesse apenas dois filhos, independentemente dela ter tido ou não e $Y_i(1)$ fornece qual seria a participação dessa mesma mulher se ela tivesse mais de dois filhos, também independentemente se ela teve ou não.

⁴⁶ Essa seção se baseia em Imbens (2006) e Angrist & Pischke (2009).

Estamos interessados no efeito causal de ter mais de dois filhos $Y_i(1) - Y_i(0)$. O problema é que não conseguimos observar a participação no mercado de uma mesma mulher i quando ela teve dois filhos e sua participação após ter tido o terceiro ou mais filhos. Isto é, o efeito causal de ter mais de dois filhos não pode ser diretamente captado já que, apenas observamos cada mulher em uma dessas situações:

$$Y_i = Y_i(X_i) = \begin{cases} Y_i(1) & \text{se } X_i = 1 \\ Y_i(0) & \text{se } X_i = 0 \end{cases}$$

Introduzamos nessa discussão, a variável indicadora do sexo dos dois primeiros filhos que nos servirá como instrumento para um aumento exógeno no número de filhos de dois para três filhos ou mais. Novamente, determinamos dois potenciais resultados $X_i(0)$ e $X_i(1)$, cada qual representando o valor da variável endógena (definidora do *status* de tratamento), dados os dois valores que podem ser assumidos pelo instrumento (sendo: 0 = mães cujos dois primeiros filhos são de sexos opostos e 1 = mães cujos dois primeiros filhos são do mesmo sexo). Nesse contexto, o verdadeiro valor da variável endógena que indica se a mulher pertence ao grupo-tratamento (tem mais de dois filhos) ou ao grupo-controle (tem apenas dois filhos) é:

$$D_i = Y_i(ms_i) = \begin{cases} X_i(1) & \text{se } ms_i = 1 \\ X_i(0) & \text{se } ms_i = 0 \end{cases}$$

Em síntese, para cada mulher, observamos: ms_i , $X_i = X_i(ms_i)$ e $Y_i = Y_i(X_i(ms_i))$.

De acordo com Angrist & Pischke (2009), considerando a heterogeneidade do efeito do tratamento, ou seja, considerando uma distribuição dos efeitos causais entre os indivíduos, temos quatro pressupostos em um VI. Em primeiro lugar, há a suposição de **independência**, segundo a qual a preferência dos pais em relação ao sexo dos filhos deve ser um evento aleatoriamente distribuído, de forma que ocorra independentemente da participação das mães no mercado de trabalho ou do fato delas terem dois ou mais filhos. A segunda suposição é a denominada

exclusão. No nosso caso, com essa suposição estamos dizendo que enquanto a preferência dos pais por filhos de ambos os sexos claramente afeta o fato das mães terem mais de dois filhos, a participação da mulher no mercado de trabalho não varia de acordo com o sexo dos filhos a não ser por meio dessa variação provocada no número de filhos. A terceira suposição é a **existência do primeiro estágio**, no sentido de que a variável instrumental indicadora do sexo dos dois primeiros filhos deve ter um efeito significativo sobre a probabilidade de ter mais de dois filhos.

Antes de verificarmos a quarta suposição do modelo VI, analisemos o QUA. 6.1, que contém todas as potenciais combinações entre o *status* de tratamento (que define se a mulher tem dois ou tem mais de dois filhos) e a *dummy* instrumental (que define se os dois primeiros filhos têm o mesmo sexo ou não).

QUADRO 6.1

Tipos de complacência segundo o *status* de tratamento e a variável instrumental

		<i>Dummy</i> instrumento:	
		Dois primeiros filhos são do mesmo sexo?	
<i>Status</i> de tratamento:	Teve mais de dois filhos?	Não	Sim
		Não	Grupo 1 <i>Compliers / Never-takers</i>
Sim	Grupo 3 <i>Defiers / Always-takers</i>	Grupo 4 <i>Compliers / Always-takers</i>	

Segundo esse quadro, as mulheres que têm dois ou mais filhos podem ser classificadas em quatro grupos dependendo de como o sexo dos dois primeiros filhos influencia ou não a decisão dessas mulheres terem um terceiro ou mais filhos. Se uma mulher tem dois meninos ou duas meninas e tem mais de dois filhos ela está no Grupo 4, que inclui as *compliers* (isto é, aquelas que têm o

comportamento esperado e, portanto, não contrariam a hipótese de que os pais preferem ter filhos de ambos os sexos) e as *always-takers* (isto é, aquelas que, independentemente do sexo dos dois primeiros filhos, elas teriam um terceiro). Uma mulher que já tem um menino e uma menina e, no entanto, teve, pelo menos, mais um filho, compõe o Grupo 3, das *defiers* (uma vez que elas desafiam a proposição do *status* de tratamento baseado na preferência dos pais por filhos de ambos os sexos, já que elas **decidem** ter mais filhos depois terem uma menina e um menino nas duas primeiras gravidezes) e das *always-takers*. No Grupo 2, estão as mulheres que, independentemente do sexo dos dois primeiros filhos, não teriam um terceiro (*never-takers*) e as *defiers* (que, após terem dois filhos do mesmo sexo, **decidem** não ter mais filhos), ao passo que no Grupo 1, além das *never-takers*, estão as *compliers* (que não tiveram mais filhos depois que tiveram uma menina e um menino).

Ao considerarmos a quarta suposição da modelagem do VI, as possibilidades de combinação entre o *status* de tratamento e a variável instrumental são reduzidas. Isto porque estamos falando da suposição de **monotonicidade**, segundo a qual, mesmo que o instrumento possa não ter efeito sobre alguns indivíduos (*always-takers* e *never-takers*), todos aqueles afetados o são na mesma direção do *status* de tratamento (*compliers*). Isso significa que as mulheres *defiers* são excluídas sob essa suposição e isso faz com que a análise do comportamento de complacência das mulheres seja mais informativa. Dessa forma, dado o pressuposto de monotonicidade, o QUA. 6.2 mostra quais as combinações possíveis entre o *status* de tratamento e a variável instrumental que descrevem todos os potenciais comportamentos das mulheres em relação ao nascimento ou não de um terceiro filho.

QUADRO 6.2

Tipos de complacência segundo o *status* de tratamento e a variável instrumental dada a suposição de monotonicidade

		Dummy instrumento:	
		Dois primeiros filhos são do mesmo sexo?	
Status de tratamento:		Não	Sim
	Teve mais de dois filhos?	Não	Grupo 1 <i>Compliers / Never-takers</i>
	Sim	Grupo 3 <i>Always-takers</i>	Grupo 4 <i>Compliers / Always-takers</i>

Comparando esse quadro ao anterior, vemos que a diferença entre eles está no fato de que as mulheres que seriam classificadas como *defiers* no QUA. 6.1 (sem considerarmos a suposição de monotonicidade) desaparecem do QUA. 6.2, de tal forma que os grupos 2 e 3, passam a contar apenas com as *always-takers* e as *never-takers*, respectivamente (ao considerarmos a monotonicidade).

Esses pressupostos que acabamos de citar constituem o Teorema do Efeito Médio Local de Tratamento (EMLT). De acordo com esse teorema, um instrumento que é aleatoriamente distribuído, significativo no primeiro estágio, afeta o resultado por meio de uma única variável, e essa influência se dá em apenas uma direção, pode ser usado para estimar o efeito médio causal somente no grupo de indivíduos afetado pelo tratamento, ou seja, os *compliers* (Angrist & Pischke, 2009). Dessa maneira, as estimativas de VI do efeito de ter mais de dois filhos com base no sexo dos dois primeiros captam esse efeito exclusivamente para as mulheres que tiveram três ou mais filhos após terem tido dois meninos ou duas meninas e que não os teve, uma vez que já tiveram um menino e uma menina em suas duas primeiras gravidezes.

Como um modelo de VI não informa diretamente os efeitos sobre os *always-takers* e os *never-takers*, os instrumentos, em geral, não captam os efeitos

médios causais para todos os tratados (que compreendem *compliers* e *always-takers*) ou para todos os não-tratados (que compreendem *compliers* e *never-takers*). Existem, entretanto, algumas exceções a essa regra. É o caso das *proxies* para a fecundidade utilizadas nos capítulos anteriores: a ocorrência de natimortos e o nascimento de gêmeos. Ao considerarmos, por exemplo, as mulheres que tiveram gêmeos na segunda gravidez como tratadas, o EMLT é também o efeito médio do tratamento sobre as mulheres não tratadas – aquelas que tiveram apenas dois filhos, já que não tiveram gêmeos na segunda gravidez. Isto porque todas as mulheres que têm gêmeos na segunda gravidez têm ao final, três filhos; o que significa que, nesse caso, não há as *never-takers* (Angrist & Pischke, 2009).

Voltando ao QUA. 6.2, observamos que a população de mulheres com dois ou mais filhos pode ser dividida em três subgrupos instrumento-dependentes, definidos pela maneira como cada mulher da população reage (em termos de decidir ter um terceiro ou mais filhos) ao instrumento (o sexo dos dois primeiros filhos tidos): as *compliers*, as *always-takers* e as *never-takers*. Assim, podemos calcular a proporção de mulheres com dois ou mais filhos em cada um desses subgrupos e, com isso, saber o quanto as *compliers* representam, em termos proporcionais, a população de mulheres. Isso é importante, porque diferentemente dos capítulos anteriores (nos quais utilizamos gêmeos e natimortos como *proxies* para a fecundidade), nesse capítulo, o efeito de um terceiro ou mais filhos sobre a participação feminina no mercado de trabalho é obtido com base apenas nas mulheres que revelam uma preferência por ter filhos de ambos os sexos, ou seja, se baseia nas mães de três ou mais filhos cujos dois primeiros são do mesmo sexo e nas mães de apenas dois filhos cujos dois primeiros são uma menina e um menino (as *compliers*).

Assim, passando para os números, temos que na década de 1990, das 241,103 mulheres da nossa amostra com dois ou mais filhos, 49% são *always-takers*, 47% são *never-takers* e 4% são *compliers*, sendo que as últimas (sobre as quais se baseiam os efeitos de um filho adicional a partir do terceiro na participação das mães no mercado de trabalho aqui encontrados) correspondem a 9644 mulheres. E, na década de 2000, temos que das 254,623 mulheres amostradas, essas

proporções são, respectivamente: 57.7%, 38.7% e 3.6%, sendo que as últimas correspondem a 9,263 mulheres.

Dadas essas ressalvas feitas ao efeito de um terceiro ou mais filhos estimado pelo método VI, já que (diferentemente do efeito de filhos estimado utilizando-se a ocorrência de natimortos ou gêmeos) se trata de um efeito médio local (baseado nas *compliers*), partamos à análise dos resultados na próxima seção.

6.4 Resultados e discussão

O efeito do terceiro ou mais filhos sobre a participação das mães no mercado de trabalho

Inicialmente, estimamos o efeito do terceiro filho sobre o fato da mulher estar trabalhando e sobre o fato dela constituir parte da PEA. Como já mencionado, estimamos um modelo para cada uma das quatro amostras de mulheres (todas as mães de 15 a 49 anos de idade, apenas as unidas nesse grupo etário, todas de 15 a 39 anos e todas de 40 a 49 anos de idade), em ambas as décadas; o que produz um total de 16 modelos (considerando que são duas variáveis-resposta). Damos início à nossa análise dos resultados pelos modelos cuja variável-resposta se refere à participação na PEA.

O efeito do terceiro ou mais filhos sobre a condição de atividade das mulheres

Na TAB. 6.10, apresentamos algumas estimativas do efeito marginal do nascimento de um filho adicional a partir do terceiro sobre a probabilidade das mulheres constituírem parte da PEA com base em modelagens distintas, para as quatro amostras de mulheres nas décadas de 1990 e 2000.

Como uma primeira observação, em todos os casos, quando o efeito estimado é significativo, seu sinal é negativo, indicando que um terceiro ou mais filhos, de fato, diminui a probabilidade das mães serem economicamente ativas, em ambas as décadas.

Analisando o modelo “MQO endógeno”, vemos que ao inserir a variável indicadora de mais de dois filhos diretamente no modelo de oferta de trabalho, um terceiro filho parece não afetar a probabilidade de a mãe estar inserida no

mercado de trabalho (não apenas em termos da significância dos efeitos encontrados, como também em termos da sua magnitude). Isto porque, dada a endogeneidade do modelo, outras variáveis devem estar camuflando a existência desse possível efeito. Tal fato também ocorreu quando estimamos um modelo endógeno utilizando, entretanto, uma distribuição logística (“Logit endógeno”) para a variável-resposta relacionada à condição de atividade feminina. As magnitudes e significâncias nessas duas estratégias de estimação foram muito semelhantes.

Ao estimarmos o efeito marginal de um terceiro ou mais filhos sobre a oferta de trabalho feminina utilizando um modelo VI, há importantes diferenças entre o MQO e o Logit. Ao utilizarmos uma regressão linear, embora o efeito de filhos, em geral, seja bastante superior (em magnitude) com relação à estimativa na qual utilizamos uma regressão logística, nos modelos MQO o efeito de filhos não é significativo a 5% em quaisquer amostras para ambos os períodos analisados. Já, em se tratando do modelo “Logit VI”, o efeito negativo de filhos aparece em quase todas as amostras de interesse.

TABELA 6.10

Efeito marginal do terceiro filho sobre a probabilidade das mães constituírem parte da PEA (em %) – Mulheres de 15 a 49 anos com, pelo menos, 2 filhos – Brasil – Décadas de 1990 e 2000

Década	Amostra de mulheres ¹	Estimativa ingênua ²	MQO		Logit	
			Endógeno ³	VI	Endógeno ³	VI
1990	15-49 anos	-9.4513 (0.2020)	0.3174 (0.4510)	-13.6976 (0.1850)	0.3500 (0.4380)	-5.5191 (0.0000)
	Unidas 15-49 anos	-7.0680 (0.3610)	0.0924 (0.8480)	-10.1001 (0.3630)	0.1193 (0.8150)	-4.6430 (0.0010)
	15-39 anos	-10.2844 (0.1780)	-0.8096 (0.0830)	-17.9535 (0.1640)	-0.8827 (0.0820)	-0.6057 (0.5170)
	40-49 anos	-6.3921 (0.5560)	-0.3254 (0.4650)	-8.0517 (0.5440)	-0.3813 (0.4230)	-10.1454 (0.0000)
	15-49 anos	-5.7603 (0.1520)	0.0885 (0.7500)	-8.4245 (0.1120)	0.1258 (0.6720)	-5.9185 (0.0000)
2000	Unidas 15-49 anos	-6.4359 (0.1020)	-0.0270 (0.9200)	-9.1026 (0.0850)	0.0031 (0.9920)	-4.8886 (0.0020)
	15-39 anos	0.1921 (0.9750)	-1.6508 (0.0000)	-0.2513 (0.9790)	-1.7933 (0.0000)	-1.0745 (0.3160)
	40-49 anos	-14.0035 (0.0900)	0.3234 (0.3960)	-17.8496 (0.0680)	0.3295 (0.4150)	-10.8635 (0.0150)

Fonte: IBGE/Pnads 1992 a 2007.

Notas: ¹ Para cada amostra / método, os modelos foram especificados tal como na TAB. A.5.1 do anexo.

² Nesse caso, o efeito marginal do terceiro filho sobre o status ocupacional das mães foi obtido pela razão entre o efeito marginal da variável indicadora de filhos do mesmo sexo no modelo de oferta de trabalho e o efeito marginal dessa mesma variável no modelo de fecundidade; sendo ambos os modelos logitais.

³ Nesse caso, o efeito marginal do terceiro filho sobre o status ocupacional das mães foi obtido pela inserção direta da variável que indica se a mulher tem 2 ou mais de dois filhos no modelo de oferta de trabalho.

Valor-p entre parênteses.

Como já mencionado na seção metodológica desse capítulo, as nossas estimativas do efeito de um terceiro ou mais filhos sobre a participação feminina no mercado de trabalho são aquelas baseadas no modelo “Logit VI”⁴⁷ (de forma que esse modelo constitui nossa referência para a estimação do efeito de filhos que procuramos, ao passo que os demais modelos foram estimados apenas a título de comparação).

Dessa forma, observando a última coluna da TAB. 6.10, temos que apenas para as mães de 15 a 39 anos, um terceiro filho parece não afetar a sua condição de atividade e tal fato ocorreu em ambas as décadas. Ao considerarmos as demais amostras, entretanto, um terceiro filho diminui a probabilidade de a mãe ser

⁴⁷ Lembrando que esse efeito é o EMLT para as *compliers*.

economicamente ativa, sendo que na década de 1990, essa diminuição era da ordem de 5.52% para as mulheres de 15 a 49 anos, 4.64% para aquelas unidas nesse mesmo grupo etário e de 10.15% para as mulheres mais velhas (de 40 a 49 anos). Também na década de 2000, observamos essa mesma tendência entre as amostras: um efeito mais forte de filhos sobre a participação das mulheres mais velhas (-10.86%), seguido pelo efeito sobre as mulheres de 15 a 49 anos (-5.92%) e, posteriormente, pelas mulheres unidas (-4.89%). Além disso, entre as décadas de 1990 e de 2000, como a magnitude dos efeitos aumentou muito suavemente nas quatro amostras, o nascimento de um filho adicional a partir do terceiro filho parece ter afetado praticamente da mesma forma, as mulheres ao longo dessas duas décadas.

O efeito do terceiro ou mais filhos sobre a condição de ocupação feminina

Além de analisarmos o efeito do terceiro filho sobre a probabilidade das mulheres constituírem parte da PEA, também avaliamos esse efeito sobre a probabilidade das mulheres estarem, de fato, ocupadas (TAB. 6.11). Para não tornarmos a análise repetitiva, não realizaremos as comparações entre os modelos, já que o fizemos na subseção imediatamente anterior a essa, quando tratamos do efeito do terceiro filho sobre a condição de atividade feminina.

TABELA 6.11

Efeito marginal do terceiro filho sobre a probabilidade das mães estarem ocupadas (em %) – Mulheres de 15 a 49 anos com, pelo menos, 2 filhos – Brasil – Décadas de 1990 e 2000

Década	Amostra de mulheres ¹	Estimativa ingênu ^a ²	MQO		Logit	
			Endógeno ³	VI	Endógeno ³	VI
1990	15-49 anos	-9.2719 (0.2640)	0.1134 (0.7760)	-13.0443 (0.2570)	0.1181 (0.7840)	-6.2350 (0.0000)
	Unidas 15-49 anos	-5.3471 (0.5280)	-0.0229 (0.9620)	-7.4130 (0.5360)	-0.0290 (0.9540)	-5.3516 (0.0000)
	15-39 anos	-9.8230 (0.2210)	-0.8664 (0.0550)	-16.7276 (0.2140)	-0.9548 (0.0540)	-1.3099 (0.0920)
	40-49 anos	-6.3486 (0.5820)	-0.6151 (0.1950)	-7.8057 (0.5780)	-0.6759 (0.1870)	-11.5217 (0.0000)
	15-49 anos	-5.0674 (0.3850)	-0.4401 (0.0980)	-7.0835 (0.3420)	-0.4552 (0.1190)	-7.1087 (0.0000)
2000	Unidas 15-49 anos	-7.5406 (0.1900)	-0.4234 (0.1240)	-10.2187 (0.1740)	-0.4440 (0.1390)	-5.7213 (0.0000)
	15-39 anos	3.6976 (0.5920)	-2.0197 (0.0000)	5.1368 (0.6280)	-2.2151 (0.0000)	-2.1504 (0.0440)
	40-49 anos	-16.6233 (0.0750)	-0.0104 (0.9800)	-20.2335 (0.0670)	-0.0060 (0.9890)	-13.2157 (0.0020)

Fonte: IBGE/Pnads 1992 a 2007.

Notas: ¹ Para cada amostra / método, os modelos foram especificados tal como na TAB. A.5.1 do anexo.

² Nesse caso, o efeito marginal do terceiro filho sobre o status ocupacional das mães foi obtido pela razão entre o efeito marginal da variável indicadora de filhos do mesmo sexo no modelo de oferta de trabalho e o efeito marginal dessa mesma variável no modelo de fecundidade; sendo ambos os modelos logitais.

³ Nesse caso, o efeito marginal do terceiro filho sobre o status ocupacional das mães foi obtido pela inserção direta da variável que indica se a mulher tem 2 ou mais de dois filhos no modelo de oferta de trabalho.

Valor-p entre parênteses.

Assim, concentramos nossa análise na última coluna da TAB. 6.11. Em primeiro lugar, comparando-a à mesma coluna da tabela anterior, verificamos que o nascimento de um terceiro ou mais filhos afeta mais negativamente o fato da mulher estar trabalhando que o fato dela estar ativa. Tal fato pode ser observado para todas as amostras nas duas décadas (lembrando que estamos analisando apenas o modelo “Logit VI”). Isso faz sentido se pensarmos na própria definição de PEA: entre as mulheres economicamente ativas estão, não apenas aquelas que trabalham, mas também aquelas que estão a procura de emprego. E, as últimas, embora revelem o desejo de trabalhar, estão em casa, cuidando dos filhos enquanto não conseguem emprego. Dessa forma, é mais fácil imaginar que um filho atrapalhe mais o efetivo trabalho da mãe do que sua procura por emprego.

Mantendo a análise nos modelos “Logit VI”, vemos que um terceiro filho diminui a probabilidade de a mãe estar ocupada em todas as amostras, sendo que na década de 1990, essa diminuição era da ordem de 6.24% para as mulheres de 15 a 49 anos, 5.35% para aquelas unidas nesse mesmo grupo etário, 1.31% (significativo à 10%) para aquelas de 15 a 39 anos e de 11.52% para as mulheres de 40 a 49 anos. Também nos anos de 2000, verificamos essa mesma tendência entre as amostras: um efeito mais forte de filhos sobre a participação das mulheres mais velhas (-13.22%), seguido pelo efeito sobre as mulheres de 15 a 49 anos (-7.11%), posteriormente, pelas mulheres unidas (-5.72%) e, finalmente, pelas mulheres de 15 a 39 anos de idade (-2.15%). Além disso, a magnitude do efeito de três ou mais filhos sobre o *status* ocupacional das mães aumentou mais significativamente da década de 1990 para a de 2000, em relação a esse efeito sobre a condição de atividade das mulheres (TAB. 6.10). Dessa maneira, o nascimento de um terceiro ou mais filhos parece afetar cada vez mais negativamente a probabilidade da mulher estar trabalhando.

Diferentemente do que foi verificado quando estimamos o efeito do primeiro e do segundo filhos sobre a participação feminina no mercado de trabalho (onde esses filhos afetavam mais significativamente a participação das mulheres mais novas), o efeito de um terceiro ou mais filhos apresentou efeitos mais negativos sobre a participação das mulheres mais velhas. Outro resultado distinto dos capítulos anteriores é o fato de que enquanto o efeito do primeiro e segundo filhos diminuiu entre as décadas de 1990 e 2000, o efeito do terceiro (ou mais) mostrou tendência de aumento nesse período.

Embora, ao utilizarmos a preferência dos pais por filhos de ambos os sexos na estimação do efeito de filhos sobre a inserção feminina no mercado de trabalho não tenhamos o problema do *trade-off* entre validade interna e externa (presente nos capítulos anteriores, nos quais utilizamos duas *proxies* para a fecundidade que configuram eventos raros), a estratégia metodológica adotada nesse capítulo nos permite estimar o EMLT apenas sobre as *compliers*. Em uma análise mais ampla dos efeitos de filhos de acordo com a sua ordem de nascimento, isso pode comprometer a comparabilidade entre o efeito do terceiro filho e das demais parturições sobre a oferta de trabalho feminina.

Com o objetivo de contornar esse problema, de forma a, pelo menos, obtermos outras estimativas do efeito de um terceiro ou mais filhos que corroborem os efeitos aqui encontrados, estimamos esse efeito utilizando como tratamento o nascimento de gêmeos na segunda gravidez e a ocorrência de cinco eventos relacionados à morte de um filho pequeno, quais sejam: natimortos, abortos espontâneos, morte de algum(a) filho(a) antes de completar 7 dias, 28 dias ou 365 anos de vida ocorridos há, no máximo, dois anos. Na TAB. 6.12, apresentamos os efeitos marginais de um terceiro ou mais filhos sobre a probabilidade das mulheres de 15 a 49 anos constituírem parte da PEA.

TABELA 6.12

Tabela comparativa: Efeitos marginais de um filho adicional a partir do terceiro sobre a probabilidade da mãe constituir parte da PEA, estimados com base na variável instrumental indicadora de filhos do mesmo sexo versus estimados com base em *proxies* para a fecundidade selecionadas - Mulheres de 15 a 49 anos - Brasil, 1984 e 1992 a 2007

Instrumento / <i>proxies</i> para a fecundidade	Progressão na parturição	Período	Efeito marginal
Instrumento			
<i>Sexo dos dois primeiros filhos</i>	De 2 para 3 ou mais filhos	1992-1999	-5.519 ***
		2001-2007	-5.919 ***
Proxies			
<i>Gêmeos na segunda gravidez</i>	De 2 para exatos 3 filhos	1992-1999	-6.298 ***
		2001-2007	-3.844 **
<i>Eventos relacionados à morte de um filho pequeno nos últimos dois anos</i> ¹			
Natimorto	De 2 para exatos 3 filhos	1984	-10.408 *
		De 2 para 3 ou mais filhos	1984
Aborto espontâneo	De 2 para 3 ou mais filhos	1984	-9.683 ***
Morte de algum filho...			
antes de completar 7 dias de vida	De 2 para 3 ou mais filhos	1984	-6.871 **
antes de completar 28 dias de vida	De 2 para 3 ou mais filhos	1984	-8.895 ***
antes de completar 1 ano de vida	De 2 para 3 ou mais filhos	1984	-7.209 ***

Fonte: IBGE/Pnads 1984 e 1992 a 2007.

Notas: * significativo a 1%, ** significativo a 5%, *** significativo a 1%.

¹ Na realidade, essas estimativas fazem parte do próximo capítulo, por isso, maiores detalhes acerca da sua estimação serão informadas posteriormente, já que elas entram aqui apenas a título de comparação.

Todos os modelos foram estimados segundo uma distribuição logística.

Pela TAB. 6.12, vemos que o efeito de um terceiro ou mais filhos utilizando diversas *proxies* para a fecundidade foi superior aos encontrados pelo método VI baseado na preferência dos pais por filhos de ambos os sexos. Isso sugere que os efeitos encontrados no modelo VI, além de estarem dentro de um intervalo bastante factível, podem ser vistos, pelo menos, como um limite inferior do efeito

de um terceiro ou mais filhos sobre a participação feminina no mercado de trabalho.

Para concluir, sintetizamos o que foi feito até aqui. No Capítulo 4 estimamos o efeito do primeiro filho sobre a participação feminina no mercado de trabalho utilizando a ocorrência de natimortos como *proxy* exógena para a fecundidade, ou seja, realizamos um estudo do tipo caso-controle onde as mulheres tratadas eram aquelas que não tinham filhos, mas já haviam tido, pelo menos, um natimorto e as controles eram aquelas que tinham apenas um filho (e nunca tiveram um natimorto). No Capítulo 5, ao estimarmos o efeito do segundo filho sobre a participação das mães no mercado de trabalho, utilizamos outra *proxy* para um aumento exógeno na fecundidade: o nascimento de gêmeos; e, nesse caso, as tratadas eram as mães que tiveram gêmeos na primeira gravidez e as controles eram aquelas que tiveram apenas um filho.

Por último, nesse capítulo, estimamos o efeito de um terceiro ou mais filhos sobre a participação feminina no mercado de trabalho, mas diferentemente dos capítulos anteriores, nesse não utilizamos uma variável *proxy* para a fecundidade, e sim uma variável instrumental baseada na preferência dos pais por filhos de ambos os sexos. Isto porque, há evidências de que os pais cujos dois primeiros filhos são do mesmo sexo apresentam uma probabilidade maior de terem um terceiro ou mais filhos em relação àqueles cujos dois primeiros filhos são uma menina e um menino (Angrist & Evans, 1998; Cruces & Galiani, 2003; Campêlo & Silva, 2005). Acontece, porém, que apesar de haver uma probabilidade maior de nascimento de, pelo menos, um terceiro filho, se os pais têm dois meninos ou duas meninas, não é sempre que isso ocorre de fato. Ou seja, existem mulheres que tiveram um casal de filhos e ainda assim, tiveram outro(os) filho(os), assim como há mulheres que, embora tivessem apenas dois filhos do mesmo sexo, não tiveram mais filhos. Isso traz algumas particularidades dentro da estrutura de um estudo do tipo caso-controle, já que embora o grupo-tratamento seja formado por todas as mães de mais de dois filhos e o grupo-controle, por todas as mães de apenas dois filhos, o efeito do terceiro filho sobre a participação feminina no mercado de trabalho que estimamos se refere apenas às mulheres que revelam na fecundidade uma preferência por filhos de ambos os sexos. Dessa forma, as

mulheres tratadas que consideramos na estimativa do efeito do terceiro filho são apenas aquelas que tinham mais de dois filhos, sendo os dois primeiros do mesmo sexo e as controles são aquelas que tinham apenas dois filhos, sendo esses um menino e uma menina (as *compliers*).

Assim, com esse capítulo, concluímos a análise dos efeitos do primeiro, segundo e terceiro filhos sobre a participação feminina no mercado de trabalho. Observamos, porém, que essas diferenças metodológicas reduzem a comparabilidade dos resultados encontrados, já que cada estimação se baseia em um grupo de mulheres distinto. Para lidar com essa limitação, construímos o próximo capítulo.

7 UM TESTE DE ROBUSTEZ: A ESTIMAÇÃO DOS EFEITOS DO PRIMEIRO, SEGUNDO E TERCEIRO FILHO EM DIANTE SOBRE A PARTICIPAÇÃO FEMININA NO MERCADO DE TRABALHO UTILIZANDO O MESMO MÉTODO E A MESMA BASE EM TODAS AS TRANSIÇÕES DE MATERNIDADE

Nesse capítulo, estimamos o efeito de filhos sobre a participação das mães no mercado de trabalho utilizando eventos relacionados ao óbito precoce de um filho como *proxies* para a fecundidade. A hipótese central se pauta no fato de que, tanto as mulheres que perderam seus filhos muito cedo, quanto aquelas que não perderam, desejavam ter filhos. A vantagem de se utilizar essas *proxies* é que elas podem estimar o efeito de filhos em todas as transições de maternidade contempladas nessa tese e, assim, eliminar as diferenças entre os efeitos estimados do primeiro, do segundo e do terceiro ou mais filhos possivelmente devidas às escolhas metodológicas feitas nos capítulos anteriores.

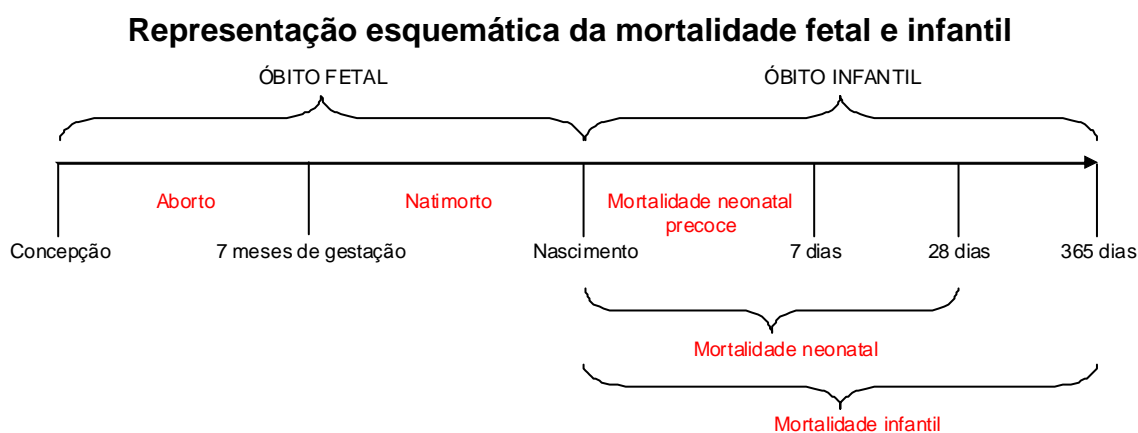
Assim, dadas as diferenças metodológicas entre os capítulos, os diferenciais entre os efeitos do primeiro, do segundo e do terceiro ou mais filhos podem estar refletindo não apenas o impacto de cada ordem de nascimento do filho sobre a participação laboral feminina, como também, o fato de estarmos utilizando variáveis e métodos diferenciados; o que pode afetar a comparabilidade dos resultados. Com relação ao uso de natimortos e gêmeos, destaca-se ainda o fato de que por estarmos trabalhando com duas *proxies* para um aumento exógeno na fecundidade, o efeito de filhos estimado inclui o próprio efeito de experimentar o evento. Melhor dizendo, isso significa que, no caso em que estimamos o efeito do segundo filho utilizando como *proxy* o nascimento de gêmeos, o efeito encontrado capta também o próprio impacto de ter gêmeos sobre a participação feminina no mercado de trabalho; o que é diferente de ter dois filhos em períodos distintos.

O presente capítulo foi construído como uma resposta a esses possíveis questionamentos. Entre as variáveis já empregadas nessa tese, a ocorrência de natimortos é a única que pode ser utilizada em mulheres em todas as parturições,

uma vez que essa ocorrência representa o não nascimento de um único filho. Isso nos permite comparar mulheres sem filhos que tiveram natimortos a mulheres com um filho que nunca tiveram natimortos (efeito do primeiro filho), mulheres com um filho que tiveram natimortos a mulheres com dois filhos que nunca tiveram natimortos (efeito do segundo filho) e, finalmente, mulheres com dois filhos que tiveram natimortos a mulheres com três ou mais filhos que nunca tiveram natimortos (efeito de um filho adicional a partir do terceiro). Mas, tal exercício é possível apenas se tivermos alguma informação referente à data em que a mulher teve esse natimorto. Isto porque, no caso da estimação do efeito do segundo filho, por exemplo, nos interessa alocar para o grupo-tratamento, apenas as mulheres com um filho que tiveram algum natimorto recentemente. Já que, com o passar do tempo, o efeito de ter tido um natimorto sobre a inserção laboral feminina tende a se reduzir (Pazello, 2006).

Além do evento natimorto (perda fetal a partir dos 7 meses de gestação), pensamos na utilização de outros eventos relacionados ao óbito de um filho como *proxies* para a fecundidade: o aborto (perda fetal antes dos 7 meses de gestação) e o óbito de, pelo menos, um filho antes deste completar 7 dias de vida (mortalidade neonatal precoce), 28 dias de vida (mortalidade neonatal) e 365 dias de vida (mortalidade infantil). A FIG. 7.1 explicita melhor a ordem cronológica em que acontecem cada um desses eventos.

FIGURA 7.1



No caso da utilização da ocorrência de aborto espontâneo como *proxy* para a fecundidade, precisamos da mesma informação necessária ao uso do evento natimorto: a data em que isso ocorreu. Já, para a construção das variáveis relacionadas ao óbito de um filho nascido vivo, necessitamos de uma informação bastante rara nas fontes de dados brasileiras: a idade em que o filho faleceu. Com essas informações, criamos *proxies* para a fecundidade que também podem ser utilizadas nas amostras de mulheres em todas as parturições.

7.1 Os experimentos: ocorrência de natimorto, aborto ou óbito de algum filho antes de 7 dias, 28 dias e 365 dias de vida

Com base na hipótese desse capítulo de que tanto as mulheres que perderam seus filhos quanto aquelas que não perderam, queriam ter filhos, em se tratando de perdas fetais, há que se diferenciar os eventos “natimorto” e “aborto espontâneo” do evento “aborto induzido”, já que o último quebra essa hipótese. O fato de uma mulher ter tido, pelo menos, um filho com 7 meses ou mais de gestação, que nasceu morto, caracteriza a ocorrência de um natimorto, ao passo que a perda de um filho antes dos 7 meses de gravidez caracteriza um aborto, podendo este ocorrer sem que a mulher esteja esperando (aborto espontâneo) ou ser realizado com o consentimento da mulher (aborto induzido).

Como, de acordo com a legislação brasileira, o aborto induzido só é permitido em caso de estupro ou risco de morte da mãe e, mesmo nessas situações, as mulheres encontram dificuldades de obter um aborto legal pelo sistema público de saúde, muitos abortos induzidos são realizados ilegalmente no Brasil (Silva & Vieira, 2009). E, essa característica dificulta a coleta das informações referentes ao aborto espontâneo nas pesquisas domiciliares. Em geral, apenas pergunta-se às mulheres, se elas tiveram alguma gravidez interrompida antes dos 7 meses, mas não sabemos se isso ocorreu voluntariamente ou não. Mesmo com essa limitação dos dados, mantivemos a ocorrência de aborto como uma das *proxies* para a fecundidade, principalmente porque essa é apenas uma variável entre as cinco que utilizamos nesse capítulo. E, dado que esse capítulo é essencialmente uma forma de validação das estimativas do efeito de filhos sobre a participação no mercado de trabalho obtidas nos demais, a discussão acerca da

endogeneidade de cada uma dessas *proxies* não será realizada nessa tese, ficando como uma atividade de agenda futura.

Com relação ao uso desses eventos relacionados ao 'não-nascimento' ou ao óbito de um filho na estimação do efeito da maternidade sobre a oferta de trabalho feminina, reforçamos as ressalvas já feitas. Primeiramente, deve-se atentar para o fato de que se trata de eventos raros, o que traz consigo um problema de validade externa das estimativas obtidas. Isso significa que as estimativas aqui encontradas não podem ser generalizadas já que, além da raridade dos eventos, há o fato de que a variação na fecundidade induzida pela ocorrência deles pode não ser generalizada a variações na fecundidade provocadas por outras causas ou a mulheres com pouca propensão a vivenciar esses eventos (Moffitt, 2003).

Além disso, existem determinadas características que fazem com que algumas mulheres tenham maior predisposição à ocorrência desses eventos. E, dessa forma, há também o problema da validade interna. No caso dos natimortos, por exemplo, o fato de que a ocorrência desses pode estar associada à renda familiar, indica que o instrumento não deve ser, de fato, exógeno. Por isso mesmo, estudos que utilizem os natimortos como experimento natural devem controlar pelas características observáveis determinantes da renda (Pazello, 2004).

Nesse sentido, cabe aqui ao menos mencionar os fatores associados à ocorrência de cada um dos eventos relativos à perda fetal ou ao óbito de um filho e que, por isso mesmo, podem afetar a validade interna das nossas estimativas. Com esse objetivo, construímos a TAB. 7.1.

TABELA 7.1

Possíveis fatores associados à mortalidade fetal e à mortalidade infantil

Mortalidade	Possíveis fatores associados
Fetal	
Natimorto	Renda familiar baixa (Pazello, 2004); baixo nível educacional (Eller et. al., 2006); consumo de cigarro, bebidas alcoólicas, drogas (Kesmodel et. al., 2003; Högberg & Cnattingius, 2007) ou café (Wisborg et. al., 2003) durante a gestação; diabetes, hipertensão, doença renal e distúrbios de tireóide (Allen et. al., 2004; Eller et. al., 2006; Macintosh, 2006); obesidade e idade materna avançada (Fretts, 2005; Eller et. al., 2006); não fazer acompanhamento pré-natal durante a gravidez (First Annual Report, 2005); má qualidade, tanto do acompanhamento pré-natal, quanto do atendimento médico no momento do parto (Joyce, Webb & Peacock, 2004; McClure, 2007); tipo de ocupação (Pastore et. al., 1997); doenças sexualmente transmissíveis (Martins et. al., 2007).
Aborto (espontâneo)	Doenças sexualmente transmissíveis (Garcia et. al. 2008); obesidade (Bellver et. al., 2003); histórico de abortos anteriores e histórico familiar de abortos (Domínguez et. al., 1991; Parazzani et. al., 1991; Al-ansary & Babay, 1994; Regan, Braude & Trembath, 1989); febre e infecção durante a gravidez (Al-ansary & Babay, 1994); consumo de cigarro, café ou álcool durante a gravidez (Domínguez et. al., 1994; Parazzani et. al., 1991; Al-ansary & Babay, 1994; Rasch, 2003); idade materna e/ou paterna avançadas (Domínguez et. al., 1991; Rochebrochard & Thonneau, 2002; Kleinhaus et. al., 2006); poluição ambiental (Hemminki et. al., 1983); gravidez por meio de técnicas de reprodução assistida (Wang, Norman & Wilcox, 2004).
Infantil (até 1 ano de vida)	<p>Entre as causas de mortalidade neonatal (até o 27º dia de vida) estão: baixo peso ao nascer, transtornos respiratórios e cardiovasculares, infecções, malformações congênitas, prematuridade, intercorrências na gravidez e no parto sendo que esses fatores sofrem influência de uma rede complexa que combina características biológicas da mãe - idade, parturição, intervalo intergenésico, etc - e do recém-nascido com condições socioeconômicas familiares - disponibilidade e acessibilidade dos serviços de saúde, moradia, trabalho, renda, educação, etc - e de qualidade da atenção à saúde da gestante, tanto no pré-natal quanto no parto, e do recém-nascido (Duarte, 2007; Schoeps et. al., 2007; Schramm & Szwarcwald, 2000; Drumond, Machado & França, 2007; Assis, Machado & Rodrigues, 2008; Fundo das Nações Unidas para a Infância, 2009).</p> <p>Segundo World Health Organization (2006), a mortalidade neonatal precoce (até o 6º dia) se deve principalmente à complicações durante a gravidez e o parto, prematuridade e malformações congênitas enquanto as mortes neonatais tardias (do 7º ao 27º dia) são devidas a doenças infecciosas como tétano, adquiridas em casa ou no hospital, quando ocorrem complicações no atendimento neonatal. Enquanto as mortes neonatais são, em geral, provocadas pelas condições da gravidez, do parto e da integridade física do recém-nascido, as mortes pós-neonatais (do 28º até o 365º dia) estão mais associadas às condições ambientais e socioeconômicas, com predomínio dos óbitos por doenças infecciosas (Caldeira et. al., 2005). Entre essas doenças, merecem destaque, diarreia, pneumonia e desnutrição, causas de morte evitáveis e fortemente relacionadas a fatores socioeconômicos, como educação materna e renda familiar (França et. al., 2001).</p> <p>Com relação à mortalidade infantil, destaca-se a importância do acesso a serviços de saúde de qualidade na redução de ambos os seus componentes - neonatal e pós-neonatal (Caldeira et. al., 2005).</p>

Os trabalhos apresentados na TAB. 6.1 mostram que tanto a ocorrência de óbitos fetais quanto de óbitos infantis pode estar associada às condições socioeconômicas nas quais as mulheres estão inseridas; apenas quando se trata da ocorrência de abortos espontâneos existem estudos que não encontraram essa associação (Parazzani et. al., 1991; Al-ansary & Babay, 1994).

Assim, na estimação dos efeitos desse capítulo, além de levarmos em conta essa constatação, também procuramos manter a modelagem definida no Capítulo 4, cuja *proxy* utilizada na estimação do efeito do primeiro filho foi a ocorrência de natimortos.

7.2 Fontes dos dados

No Brasil, existem duas fontes de dados que nos permitem fazer esse exercício. A Pesquisa Nacional de Demografia e Saúde (Pnds 1991, 1996 e 2006) e a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios realizada no ano de 1984 (Pnad 1984). Apesar de ser mais antiga, selecionamos a Pnad, pelo fato do tamanho amostral dessa ser superior à da Pnds. Dado que estamos trabalhando com eventos raros, o número de observações assume especial importância.

Além das informações socioeconômicas e demográficas comuns a todas as pnds, a Pnad 1984 contém um suplemento de fecundidade bastante rico, onde se pergunta para todas as mulheres de 15 a 54 anos de idade que tiveram algum filho, em que dia, mês e ano, ele nasceu e, se essa criança faleceu, em que dia, mês e ano, ocorreu o óbito. Com base nessas informações, sabemos (em caso de morte), se houve mortalidade neonatal precoce (até 7 dias), neonatal (até 28 dias) e infantil (até 1 ano). Além disso, a Pnad 1984 inclui a informação de quantos natimortos e/ou abortos as mulheres (de 15 a 54 anos) tiveram nos dois últimos anos, de tal forma, que temos a ocorrência desses eventos em um período recente para mulheres sem filhos, com um filho, com dois filhos ou com 3 e mais filhos.

Assim, nesse capítulo, além das perguntas básicas sobre escolaridade, *status* ocupacional, renda, posição na família, área e região de residência (entre outras), utilizamos também perguntas relacionadas à ocorrência de óbitos fetais e infantis.

7.2.1 Restrições amostrais

Inicialmente, nesse capítulo, trabalhamos com cinco eventos relacionados ao óbito de um filho: natimorto, aborto, óbito de algum filho antes deste completar 7

dias, 28 dias e 365 dias de vida. Assim, dado que esse capítulo tenta ‘padronizar’ os efeitos do primeiro, segundo e terceiro filhos estimados nos capítulos anteriores em uma mesma base e método, cada evento funciona como *proxy* para a fecundidade em todas as transições de maternidade testadas nessa tese (progressão de 0 para 1 filho, de 1 para 2 filhos e de 2 para 3 filhos ou mais). Isso significa que, nesse capítulo, temos 15 amostras: três (uma para cada transição) para cada um dos cinco eventos.

Tomemos como exemplo o caso em que utilizamos a ocorrência de natimortos como *proxy* para a fecundidade. Ao estimarmos o efeito do primeiro filho sobre a participação feminina no mercado de trabalho, consideramos na amostra de tratamento (das mulheres que experimentaram o evento) todas as mulheres, sem filhos, com 15 a 49 anos de idade que tiveram alguma gravidez nos dois anos anteriores à realização da pesquisa e que, ao serem perguntadas se já tiveram algum filho nascido morto, afirmaram que sim; enquanto no grupo-controle estão as mulheres (no mesmo grupo etário e que também tiveram alguma gravidez recente) com um filho e que nunca experimentaram o evento natimorto. Na estimação do efeito do segundo filho sobre a inserção laboral das mães, no grupo das tratadas estão aquelas de 15 a 49 anos que engravidaram recentemente, mães de apenas um filho e que já tiveram, ao menos, um natimorto; já o grupo-controle é composto de mulheres com essas mesmas características (de idade e gravidez), mas que têm dois filhos e nunca tiveram um natimorto. Finalmente, na estimação do efeito de um filho adicional a partir do terceiro, ficam no grupo-tratamento as mães de 15 a 49 anos que tiveram alguma gravidez nos últimos dois anos, com dois filhos e que já tiveram algum filho que nasceu morto, ao passo que, no grupo-controle ficam aquelas que tinham três ou mais filhos e nunca tiveram um natimorto. Raciocínio análogo foi feito na construção das amostras baseadas nas demais *proxies* para a fecundidade selecionadas nesse capítulo (na TAB. 7.2 fica mais claro como foram definidos os grupos de tratamento e controle em cada caso).

Além disso, em todas as amostras de mães incluímos apenas aquelas para as quais a sua idade ao ter o primeiro filho era igual ou superior a 14 anos. Isto foi feito numa tentativa de garantir que o filho associado à mulher pela variável

“condição na família” fosse, de fato, seu filho. E, com esse objetivo de associar os filhos às mães, incluímos nas amostras de interesse (tanto controle quanto tratamento), apenas as mulheres classificadas como chefes ou cônjuges na variável “condição na família”, já que apenas para essas mulheres é possível encontrar “seus” filhos. Novamente ressaltamos que essa associação dos filhos às suas supostas mães, exige que assumamos o pressuposto de que as mulheres, chefes ou cônjuges, eram de fato, mães dos indivíduos classificados como filhos dentro de cada família.

A TAB. 7.2, mostra mais detalhadamente os filtros necessários à construção do nosso banco de dados. Observa-se que consideramos um total de 15 amostras.

TABELA 7.2

**Construção dos bancos de dados – Tamanho das amostras de interesse –
Brasil – 1984**

Amostras	Filtros	Número de mulheres
Amostra-base	Mulher	232,627
	Chefe ou cônjuge	109,858
	Solteira ou em união heterossexual	108,610
	Com idade entre 15 e 49 anos	82,019
	Cuja idade ao nascer o 1º filho (no caso das mães) foi igual ou superior a 14	80,953
	Cuja raça/cor foi informada	80,620
	Cuja escolaridade foi informada	80,380
	Cuja condição de atividade (se PEA ou não) foi informada*	80,380
	Cuja renda foi informada	77,395
	Cujas características do domicílio foram informadas	77,206
	Esteve grávida nos últimos 2 anos e informou se nasceu vivo ou não	26,470
Experimento proxy para a fecundidade: Natimorto		
Progressão de 0 p/ 1 filho	Tratamento: sem filhos e experimentaram	117
	Controle: com 1 filho e nunca experimentaram	7,642
Progressão de 1 p/ 2 filhos	Tratamento: com 1 filho e experimentaram	150
	Controle: com 2 filhos e nunca experimentaram	6,548
Progressão de 2 p/ 3 ou + filhos	Tratamento: com 2 filhos e experimentaram	98
	Controle: com 3 ou mais filhos e nunca experimentaram	9,878
Experimento proxy para a fecundidade: Aborto		
Progressão de 0 p/ 1 filho	Tratamento: sem filhos e experimentaram	488
	Controle: com 1 filho e nunca experimentaram	7,190
Progressão de 1 p/ 2 filhos	Tratamento: com 1 filho e experimentaram	603
	Controle: com 2 filhos e nunca experimentaram	6,126
Progressão de 2 p/ 3 ou + filhos	Tratamento: com 2 filhos e experimentaram	520
	Controle: com 3 ou mais filhos e nunca experimentaram	9,403
Experimento proxy para a fecundidade: Filho que morreu antes de completar 7 dias de vida		
Progressão de 0 p/ 1 filho	Tratamento: sem filhos e experimentaram	56
	Controle: com 1 filho e nunca experimentaram	6,024
Progressão de 1 p/ 2 filhos	Tratamento: com 1 filho e experimentaram	140
	Controle: com 2 filhos e nunca experimentaram	5,123
Progressão de 2 p/ 3 ou + filhos	Tratamento: com 2 filhos e experimentaram	175
	Controle: com 3 ou mais filhos e nunca experimentaram	6,522
Experimento proxy para a fecundidade: Filho que morreu antes de completar 28 dias de vida		
Progressão de 0 p/ 1 filho	Tratamento: sem filhos e experimentaram	82
	Controle: com 1 filho e nunca experimentaram	6,024
Progressão de 1 p/ 2 filhos	Tratamento: com 1 filho e experimentaram	217
	Controle: com 2 filhos e nunca experimentaram	5,123
Progressão de 2 p/ 3 ou + filhos	Tratamento: com 2 filhos e experimentaram	255
	Controle: com 3 ou mais filhos e nunca experimentaram	6,522
Experimento proxy para a fecundidade: Filho que morreu antes de completar 1 ano de vida		
Progressão de 0 p/ 1 filho	Tratamento: sem filhos e experimentaram	149
	Controle: com 1 filho e nunca experimentaram	6,024
Progressão de 1 p/ 2 filhos	Tratamento: com 1 filho e experimentaram	436
	Controle: com 2 filhos e nunca experimentaram	5,123
Progressão de 2 p/ 3 ou + filhos	Tratamento: com 2 filhos e experimentaram	561
	Controle: com 3 ou mais filhos e nunca experimentaram	6,522

Fonte: IBGE/Pnad 1984.

7.2.2 Análise descritiva

Mulheres que tiveram algum natimorto nos últimos dois anos VERSUS mulheres que nunca tiveram um natimorto

A TAB. 7.3 compara, segundo algumas características sócio-demográficas, as mulheres de 15 a 49 anos que já experimentaram o evento natimorto (tratadas) àquelas que nunca tiveram um natimorto (controles), em 1984. Nessa tabela, destaca-se o fato de que as mulheres-controle são mais escolarizadas, têm maior renda familiar, maior proporção de mulheres brancas em relação às tratadas, maior (menor) representatividade nas regiões mais (menos) desenvolvidas do país e apresentam-se em maior proporção em domicílios com, pelo menos, uma infra-estrutura básica (com um banheiro, água canalizada, iluminação elétrica e serviço de coleta de lixo). Fatores que evidenciam a associação da ocorrência de natimortos às características de pobreza já identificada na literatura (Pazello, 2004; Eller et. al., 2006). Além disso, as mulheres tratadas (que tiveram algum natimorto) estão sobre-representadas na categoria de ativas/ocupadas em relação às controles.

TABELA 7.3

Distribuição (%) e média de características selecionadas - Mulheres de 15 a 49 anos segundo os grupos de tratamento (já teve natimorto) e controle (nunca teve) - Brasil - 1984

Características	T ¹	C ²	Dif ³
<i>Sociodemográficas</i>			
Número médio de filhos	2.25	2.53	-0.29 ***
Branças (%)	45.81	53.46	-7.65 ***
Unidas (%)	92.51	90.97	1.54 ***
Chefes (%)	7.98	9.10	-1.12 ***
Idade média	29.15	27.40	1.75 ***
Anos médios de estudo	3.57	4.86	-1.29 ***
<i>Geográficas</i>			
Região de residência			
Sul	13.08	14.81	-1.73 ***
Sudeste	39.96	43.10	-3.14 ***
Norte	3.41	3.17	0.24 ***
Nordeste	36.15	31.74	4.40 ***
Centro-Oeste	7.40	7.18	0.22 ***
Situação de residência			
Urbana	63.24	72.94	-9.70 ***
Área de residência			
Metropolitana	23.83	31.24	-7.41 ***
<i>Domiciliares (no domicílio em que reside, há...)</i>			
Ao menos, um banheiro	70.47	79.25	-8.78 ***
Rede geral de abastecimento de água	48.77	62.31	-13.54 ***
Serviço de coleta de lixo	39.44	50.59	-11.15 ***
Iluminação elétrica	61.53	76.39	-14.86 ***
<i>Ocupacionais</i>			
Ativas	31.63	27.62	4.01 ***
Ocupadas	30.77	26.14	4.62 ***
Renda média familiar ⁵	269336.30	382092.02	-112755.72 ***
Renda média do não trabalho ⁴⁵	225044.02	330867.20	-105823.18 ***
Jornada de trabalho de, ao menos, 40 horas semanais (%) ⁵	16.60	15.06	1.54 ***
Observações	565	25,903	-

Fonte: IBGE/Pnad 1984.

Notas:¹T = Tratamento (já teve natimorto); ²C = Controle (nunca teve); ³Teste de diferença: T - C; Hipótese nula: T = C; *** significativo a 1%; ⁴Renda do não trabalho = renda familiar subtraída da renda de todos os trabalhos da própria mulher; ⁵Foi considerado renda zero e jornada de zero horas para quem não trabalhava, por isso, a amostra de mulheres é sempre a mesma, inclusive, para essas variáveis.

***Mulheres que tiveram algum aborto nos últimos dois anos
VERSUS mulheres que nunca tiveram um aborto***

Na TAB. 7.4, realizamos a mesma comparação da tabela anterior, sendo que o evento que diferencia os dois grupos de mulheres é o fato de terem tido ou não um aborto nos dois anos anteriores à realização da pesquisa. Ao contrário do que encontramos para o evento natimorto, as mulheres que já tiveram algum aborto apresentam, em média, melhores condições de vida em relação àquelas que nunca tiveram: residem, em maior (menor) proporção, nas regiões mais (menos) desenvolvidas do país e em domicílios com banheiro, água canalizada, iluminação elétrica e coleta de lixo, têm maior renda média. Com relação à condição de ocupação/atividade, assim como no caso dos natimortos, as mulheres que experimentaram alguma vez o evento aborto, têm uma maior proporção de ocupadas/ativas em relação às controles.

Além disso, no que se refere às características sócio-demográficas, as diferenças entre tratadas e controles, apesar de significativas, apresentam magnitudes muito inferiores, especialmente, em comparação àquelas encontradas quando tratamos do evento natimorto (TAB. 7.3). Essa análise descritiva faz sentido se observamos a TAB. 7.1, já que se, por um lado, existem estudos que não encontram qualquer associação entre as condições sócio-econômicas e a ocorrência de aborto (Parazzani et. al., 1991; Al-ansary & Babay, 1994), por outro, há estudos que relacionam a maior ocorrência de abortos a mulheres que se submetem às técnicas de reprodução assistida (Wang, Norman & Wilcox, 2004), o que se associa às mulheres com melhores condições de vida.

TABELA 7.4

Distribuição (%) e média de características selecionadas - Mulheres de 15 a 49 anos segundo os grupos de tratamento (já teve aborto) e controle (nunca teve) - Brasil - 1984

Características	T ¹	C ²	Dif ³
<i>Sociodemográficas</i>			
Número médio de filhos	2.08	2.57	-0.49 ***
Branças (%)	53.72	53.24	0.48 ***
Unidas (%)	91.18	90.99	0.18 ***
Chefes (%)	9.22	9.05	0.17 ***
Idade média	29.23	27.27	1.96 ***
Anos médios de estudo	5.09	4.81	0.28 ***
<i>Geográficas</i>			
Região de residência			
Sul	14.66	14.78	-0.12 ***
Sudeste	45.29	42.82	2.47 ***
Norte	2.10	3.27	-1.17 ***
Nordeste	30.75	31.95	-1.20 ***
Centro-Oeste	7.20	7.18	0.02 ***
Situação de residência			
Urbana	75.89	72.42	3.47 ***
Área de residência			
Metropolitana	35.87	30.61	5.25 ***
<i>Domiciliares (no domicílio em que reside, há...)</i>			
Ao menos, um banheiro	81.78	78.78	2.99 ***
Rede geral de abastecimento de água	65.16	61.69	3.47 ***
Serviço de coleta de lixo	54.11	49.97	4.14 ***
Iluminação elétrica	80.35	75.63	4.72 ***
<i>Ocupacionais</i>			
Ativas	36.29	26.89	9.40 ***
Ocupadas	33.87	25.52	8.35 ***
Renda média familiar ⁵	458590.64	371930.20	86660.44 ***
Renda média do não trabalho ⁴⁵	381096.52	323399.02	57697.50 ***
Jornada de trabalho de, ao menos, 40 horas semanais (%) ⁵	19.36	14.68	4.67 ***
Observações	2,286	24,182	-

Fonte: IBGE/Pnad 1984.

Notas:¹T = Tratamento (já teve aborto); ²C = Controle (nunca teve); ³Teste de diferença: T - C; Hipótese nula: T = C; *** significativo a 1%; ⁴Renda do não trabalho = renda familiar subtraída da renda de todos os trabalhos da própria mulher; ⁵Foi considerado renda zero e jornada de zero horas para quem não trabalhava, por isso, a amostra de mulheres é sempre a mesma, inclusive, para essas variáveis.

Mulheres que engravidaram nos últimos dois anos e que já tiveram um filho que faleceu antes de completar 365 dias de vida VERSUS mulheres que nunca tiveram um filho morto

Por último, a TAB. 7.5 compara as mulheres de 15 a 49 anos de idade que tiveram algum filho que faleceu com menos de um ano de vida (tratadas) às mulheres que nunca perderam um filho (controles), no ano de 1984. Para não tornar a análise excessivamente repetitiva, não realizamos essa comparação separadamente para as mulheres que tiveram um filho que morreu antes dos 7 dias de vida e para aquelas que perderam um filho antes dele completar 28 dias de vida, não só porque esses constituem subgrupos do primeiro, mas também porque as mulheres que experimentaram esses eventos possuem características bastante similares às mulheres que perderam um filho antes que ele completasse um ano de vida.

Pela TAB. 7.5, verificamos que as mulheres que perderam um filho com menos de um ano apresentam características semelhantes às daquelas que tiveram algum natimorto (TAB. 7.3), no sentido de que elas vivem, em média, em piores condições de vida comparativamente ao seu respectivo grupo-controle. No caso das mulheres que tiveram um filho morto antes de findar seu primeiro ano de vida, entretanto, as 'características de pobreza' são mais fortes (em relação àquelas que experimentaram o evento natimorto), havendo uma ainda menor representatividade delas entre as brancas, as residentes nas regiões mais desenvolvidas do país e nos domicílios com, pelo menos, uma infra-estrutura básica e, além disso, elas têm renda e escolaridade bastante inferiores, em média (em comparação àquelas que já tiveram um natimorto). De fato, quando se trata de mortalidade infantil, como reportado na TAB. 7.1, há uma clara associação entre condições de pobreza e maior ocorrência de mortalidade infantil.

TABELA 7.5

Distribuição (%) e média de características selecionadas - Mulheres de 15 a 49 anos segundo os grupos de tratamento (já teve filho que faleceu antes de completar 365 dias de vida) e controle (nunca teve) - Brasil - 1984

Características	T ¹	C ²	Dif ³
<i>Sociodemográficas</i>			
Número médio de filhos	3.83	2.48	1.35 ***
Branças (%)	38.89	55.12	-16.23 ***
Unidas (%)	92.08	90.08	2.00 ***
Chefes (%)	7.94	9.97	-2.03 ***
Idade média	30.56	26.68	3.88 ***
Anos médios de estudo	2.47	5.21	-2.74 ***
<i>Geográficas</i>			
Região de residência			
Sul	9.29	15.42	-6.13 ***
Sudeste	28.24	44.66	-16.41 ***
Norte	2.66	3.62	-0.97 ***
Nordeste	54.81	28.44	26.36 ***
Centro-Oeste	5.00	7.86	-2.86 ***
Situação de residência			
Urbana	57.03	75.19	-18.17 ***
Área de residência			
Metropolitana	21.08	32.11	-11.03 ***
<i>Domiciliares (no domicílio em que reside, há...)</i>			
Ao menos, um banheiro	59.82	82.09	-22.27 ***
Rede geral de abastecimento de água	40.72	65.04	-24.32 ***
Serviço de coleta de lixo	29.97	53.22	-23.25 ***
Iluminação elétrica	56.76	78.93	-22.17 ***
<i>Ocupacionais</i>			
Ativas	27.57	26.81	0.76 ***
Ocupadas	26.58	25.16	1.42 ***
Renda média familiar ⁵	228916.68	396333.46	-167416.78 ***
Renda média do não trabalho ⁴⁵	206309.21	343609.28	-137300.07 ***
Jornada de trabalho de, ao menos, 40 horas semanais (%) ⁵	12.94	14.64	-1.70 ***
Observações	3,217	17,748	-

Fonte: IBGE/Pnad 1984.

Notas:¹T = Tratamento (já teve filho que faleceu antes de completar 365 dias de vida); ²C = Controle (nunca teve); ³Teste de diferença: T - C; Hipótese nula: T = C; *** significativo a 1%; ⁴Renda do não trabalho = renda familiar subtraída da renda de todos os trabalhos da própria mulher; ⁵Foi considerado renda zero e jornada de zero horas para quem não trabalhava, por isso, a amostra de mulheres é sempre a mesma, inclusive, para essas variáveis.

7.3 Estratégia de estimação

Também nesse capítulo, nos concentramos em duas variáveis dependentes relacionadas à participação da mulher no mercado de trabalho: *status* de trabalho (que indica se a mulher está ocupada ou não) e PEA (que classifica a mulher como economicamente ativa, ou não; o que inclui as ocupadas e as desocupadas em uma mesma categoria).

Novamente, tomamos como exemplo a estimação do efeito do primeiro filho com base no evento natimorto. Então, sendo y_i , uma medida de oferta de trabalho (ocupação ou PEA) e x_i , um vetor de variáveis explicativas que inclui a variável *dummy* ' nat_i ' que assume valor 1, se a mulher não tem filhos, mas já teve, ao menos, um natimorto e valor zero, se teve apenas um filho (e nunca teve um natimorto) e algumas variáveis controles, estimamos o seguinte modelo de regressão logística:

$$E[y_i / x_i] = 1[F(x'_i \beta)] + 0[1 - F(x'_i \beta)], \text{ no qual } F(x'_i \beta) = e^{x'_i \beta} / [1 + e^{x'_i \beta}] \quad (7.3.1)$$

Com relação às variáveis inseridas nos modelos como controles, temos que: sob a hipótese de que as mulheres dos grupos tratamento e controle têm as mesmas preferências em relação a filhos (já que ambas engravidaram e, portanto, desejavam tê-los) e com base na análise descritiva, se controlarmos principalmente pelas variáveis disponíveis que determinam a renda da mulher, estamos garantindo que o processo que define qual delas terá ou não terá filhos seja aleatório. Dessa forma, assim como fizemos no Capítulo 4, no qual também utilizamos o evento natimorto como *proxy* para a fecundidade, as variáveis que compõem o vetor x_i como controles na equação 7.3.1 são: a idade corrente da mulher, o quadrado dessa idade, a escolaridade, a presença de cônjuge, a área (se urbana ou não), o tipo de área (se metropolitana ou não) e a região geográfica de residência, *clusters* por Unidade da Federação, a renda do não trabalho (renda familiar exclusive a renda da própria mulher), o décimo da renda familiar ao qual a mulher pertence e quatro variáveis de características domiciliares (se possui rede

geral de água, pelo menos um banheiro, serviço de coleta de lixo e iluminação elétrica)⁴⁸.

No modelo logístico, cada coeficiente fornece o “impacto” de uma variação ocorrida na variável explicativa sobre a média da variável dependente, tal efeito é conhecido como efeito marginal.

Assim, a partir do β da variável indicadora da ocorrência de natimortos (nat_i) a ser estimado pela equação 7.3.1, obtemos o efeito marginal da variável indicadora da ocorrência de natimortos sobre a probabilidade de a mulher estar ocupada ou fazer parte da PEA, com base na seguinte equação:

$$\frac{\partial E[y_i / nat_i]}{\partial nat_i} = \frac{e^{x_i \beta}}{[1 + e^{x_i \beta}]^2} \times \beta_{nat} = F(x_i \beta) \times [1 - F(x_i \beta)] \times \beta_{nat}. \quad (7.3.2)$$

Quanto à interpretação do efeito que será estimado a partir dessa equação, temos que um efeito marginal positivo da variável ‘*nat*’ sugere que as mulheres sem filhos apresentam uma maior probabilidade de estarem trabalhando ou de constituírem parte da PEA em relação às mães de um filho⁴⁹.

As estimações dos efeitos de filhos utilizando as demais *proxies* para a fecundidade (aborto ou óbito de, pelo menos, um filho antes dos 7, 28 ou 365 dias de vida) foram realizadas de maneira análoga a este caso, no qual utilizamos os natimortos.

Vale lembrar que esse exercício foi realizado para as duas variáveis de participação no mercado de trabalho (ocupadas e PEA), nas quinze amostras de mulheres apresentadas na TAB. 7.2 (três transições de maternidade para cada uma das cinco *proxies* para a fecundidade selecionadas nesse capítulo). Ou seja, estimamos o efeito médio do tratamento (ter perdido um filho) por meio de 30 modelos alternativos. Adicionalmente, observe que, em todas as amostras desse

⁴⁸ Novamente, optamos por estimar os modelos sem ponderação e adicionar *clusters* segundo as Unidades da Federação, já que a amostragem das Pnads é estratificada por UF's.

⁴⁹ Lembrando que para explicar a metodologia adotada, utilizamos apenas como exemplo, a estimação do efeito do primeiro filho com base na ocorrência de natimortos, mas esse mesmo exercício foi realizado também nas demais transições de maternidade (efeito do segundo e terceiro filhos com base nos natimortos) com as demais *proxies* para a fecundidade (também em todas as transições).

capítulo, os modelos foram definidos tal como no Capítulo 4, uma vez que também aqui utilizamos eventos relacionados ao óbito de um filho na estimação do efeito da maternidade sobre a oferta de trabalho feminina.

7.4 Resultados e discussão: o efeito do primeiro, segundo e terceiro filhos sobre a participação das mães no mercado de trabalho

A TAB. 7.6 apresenta, para o ano de 1984, o efeito marginal de filhos (estimado com cada uma das *proxies* para a fecundidade selecionadas nesse capítulo e nas três transições de maternidade contempladas nessa tese) sobre a probabilidade das mulheres de 15 a 49 anos constituírem parte da PEA e, também esse efeito sobre o fato delas estarem ocupadas. Dada a natureza desse capítulo que é de validação dos resultados encontrados nos demais e a semelhança entre os efeitos marginais reportados para ambas as variáveis, procedemos à análise dos resultados relativos à PEA.

Com relação ao efeito do primeiro filho, encontramos no Capítulo 4 que ele reduzia a participação das mulheres de 15 a 49 anos na PEA em aproximadamente 8.25% na década de 1990. Na primeira coluna da TAB. 6.6, os efeitos do primeiro filho sobre a participação na PEA que foram significativos a 10% variaram entre -9.95% (quando a *proxy* para a fecundidade foi a perda de, pelo menos, um filho com menos de um ano de vida) e -15.11% (quando a *proxy* foi a ocorrência de aborto), lembrando que são todos para o ano de 1984. Em se tratando do segundo filho, enquanto no Capítulo 5, um segundo filho reduzia a probabilidade de uma mulher de 15 a 49 anos (que tiveram filhos a, no máximo, 2 anos) fazer parte da PEA em 10.1%, pela TAB. 6.6, os efeitos do segundo filho sobre todas as mulheres de 15 a 49 anos (independentemente da idade dos filhos) que foram significativos a 10%, variaram de -5% a -5.97%. Por último, ao considerarmos o efeito de um filho adicional a partir do terceiro, de acordo com as nossas estimativas do Capítulo 6, a redução da probabilidade de participação na PEA das mulheres de 15 a 49 anos de idade foi da ordem de 5.5%, ao passo que na TAB. 6.6 o efeito de um terceiro ou mais filhos varia entre -6.87% e -10.57%.

Todos esses números indicam que, embora tenhamos utilizado metodologias distintas para estimar os efeitos do primeiro, segundo e terceiro filhos sobre a participação laboral feminina nos capítulos anteriores, os efeitos estimados estão, no mínimo, dentro de um intervalo plausível, já que cada exercício empírico realizado nessa tese se baseia em distintas amostras, métodos e períodos.

TABELA 7.6

Efeito médio do primeiro, do segundo e do terceiro filho em diante sobre a participação feminina na PEA e sobre a ocupação feminina (ambos em %) – Mulheres de 15 a 49 anos – Brasil – 1984

Experimento <i>proxy</i> para a fecundidade	Primeiro filho		Segundo filho		Terceiro filho (ou mais)	
	PEA	ocupação	PEA	ocupação	PEA	ocupação
Natimorto	-10.6489 (0.0530)	-9.2271 (0.1160)	-4.4208 (0.3370)	-2.0111 (0.6400)	-10.5715 (0.0630)	-11.7166 (0.0450)
Aborto	-15.1079 (0.0000)	-12.6882 (0.0000)	-5.9656 (0.0030)	-3.4605 (0.0320)	-9.6832 (0.0000)	-7.8329 (0.0000)
Filho que morreu antes de completar 7 dias de vida	-3.1425 (0.6540)	0.1017 (0.9880)	-1.6183 (0.6300)	-3.5942 (0.2740)	-6.8706 (0.0120)	-7.1561 (0.0120)
Filho que morreu antes de completar 28 dias de vida	-4.0970 (0.3950)	-2.2288 (0.6340)	-5.1656 (0.0740)	-6.1424 (0.0330)	-8.8946 (0.0030)	-9.5059 (0.0010)
Filho que morreu antes de completar um ano de vida	-9.9515 (0.0140)	-6.1736 (0.1780)	-5.0028 (0.0050)	-6.0339 (0.0020)	-7.2087 (0.0020)	-7.0793 (0.0010)

Fonte: IBGE/Pnad 1984.

Nota: Valor-p entre parênteses.

Além disso, outro resultado que merece destaque na TAB. 7.6 é a tendência de queda do efeito do primeiro para o segundo filho, e de aumento do efeito quando a transição é deste para o terceiro ou mais, de maneira a termos uma curva do efeito de filhos sobre a participação feminina no mercado de trabalho em formato de 'U' de acordo com o aumento da parturição das mães. Traduzindo em números o que foi dito, tomemos o exemplo do aborto como *proxy* para a fecundidade: o efeito estimado do primeiro filho foi de -15.11%, ao passo que o efeito do segundo caiu para -5.97% e o efeito do terceiro ou mais filhos aumentou novamente atingindo cerca de -9.68%. Esse comportamento faz todo sentido se pensarmos que o efeito negativo do primeiro filho sobre a decisão feminina de trabalhar deve ser, de fato, grande dado que os pais têm ainda que se adaptar a essa nova realidade. Quando do nascimento do segundo filho, entretanto, a experiência com o primeiro deve tornar a adaptação mais fácil. Já, o nascimento do terceiro ou mais filhos pode ter um efeito superior ao do segundo filho exatamente pelo fato de que três ou mais filhos pode representar uma família numerosa.

Na revisão de literatura realizada por nós, os estudos que estimaram o efeito de filhos sobre a participação das mães no mercado de trabalho, em geral, se basearam em uma ou duas das variáveis *proxies* utilizadas nos capítulos anteriores (natimortos, gêmeos e preferência dos pais por filhos do mesmo sexo), sem levar em conta o fato de que esse efeito poderia variar dependendo se é o primeiro, o segundo ou o terceiro filho.

Ao utilizarmos os natimortos como *proxy* para estimar o efeito do primeiro filho sobre a participação feminina no mercado de trabalho, os gêmeos na estimação do efeito do segundo filho e o fato dos pais apresentarem uma maior probabilidade de ter um terceiro filho dado que tiveram dois do mesmo sexo, para estimar o efeito do terceiro filho sobre essa participação, embora seja *per si* um exercício bastante enriquecedor, pode trazer questionamentos no que tange à comparabilidade dos efeitos de filhos encontrados. Isso porque, como já mencionado, a diferença entre o efeito do primeiro filho estimado com base na ocorrência de natimortos e o efeito do segundo estimado com base no nascimento de gêmeos, por exemplo, pode estar refletindo não apenas uma diferença de comportamento frente ao mercado de trabalho entre uma mãe que tem apenas um filho e outra com dois filhos, como também uma diferença metodológica de estimação desse efeito (já que utilizamos duas *proxies* distintas para a fecundidade).

Nesse capítulo, tentamos purificar a diferença entre o efeito do primeiro, segundo e terceiro filhos, de forma que eles reflitam apenas o efeito da ordem de nascimento sobre a decisão laboral das mães, eliminando assim, o diferencial que se deve à distinção metodológica das estimações. Ao padronizarmos as estimações dessa forma, observamos uma tendência interessante do efeito de filhos sobre a participação das mães no mercado de trabalho com relação ao número de filhos: o primeiro e o terceiro filhos reduzindo mais a probabilidade de participação das mães no mercado de trabalho em comparação ao segundo filho.

Para concluir, de posse dos efeitos do primeiro, segundo e terceiro filhos sobre a participação feminina na PEA estimados com base na Pnad de 1984, ainda realizamos uma simulação das taxas brutas de atividade (TBAs) das mulheres de 15 a 49 anos para os anos de 1984, 1988, 1993, 1998, 2003 e 2007. A vantagem

dessa simulação é comparar essas TBAs **estimadas** para cada ano às TBAs **observadas** em cada ano e verificar quão similares elas são. Quanto mais próxima for a TBA observada da TBA estimada, maior é o poder explicativo dos efeitos marginais de filhos sobre a participação feminina na PEA estimados nesse capítulo.

Na TAB. 7.7, reportamos as informações necessárias a essa simulação, bem como as TBAs observadas e estimadas (penúltima e última linhas, respectivamente) das mulheres de 15 a 49 anos de idade. Em primeiro lugar, consideramos que os efeitos do primeiro, segundo e terceiro filhos estimados tenham se mantido constantes ao longo desse período (de 1984 a 2007) e, além disso, utilizamos os efeitos estimados com base na ocorrência de natimortos recentemente (primeira linha da TAB. 7.6).

Assim, em todos os anos, subtraímos da TBA observada das mulheres sem filhos, a TBA estimada dessas mulheres após o primeiro filho, depois após o segundo e, por último, após o terceiro filho, cumulativamente. Para a obtenção da TBA estimada das mulheres após o primeiro filho, multiplicamos o efeito marginal do primeiro filho estimado em 1984 pelo percentual de mulheres com um filho – considerando como exemplo o ano de 1984, primeira coluna, temos que a TBA estimada das mulheres após o primeiro filho é de: $50.40 + (-0.1065 * 50.40) = 45.03\%$. Com base nessa TBA estimada das mulheres com um filho, estimamos de maneira cumulativa, a PEA das mulheres após o segundo (igual a $45.03 + (-0.0442 * 45.03) = 43.04\%$) e o terceiro ou mais filhos (igual a $43.04 + (-0.1057 * 43.04) = 38.49\%$). A TBA estimada para todas as mulheres (última linha da TAB. 7.7) é a soma da TBA observada das mulheres sem filhos a essas TBAs estimadas das mulheres após o primeiro, segundo e terceiro filhos, ponderada pela proporção de mulheres em cada parturição.

TABELA 7.7

Taxa bruta de atividade (TBA) observada e estimada (com base na TBA observada das mulheres sem filhos) - Mulheres de 15 a 49 anos de idade - Brasil - 1984, 1988, 1993, 1998, 2003 e 2007

Indicador	Ano					
	1984	1988	1993	1998	2003	2007
Porcentagem de mulheres sem filhos, observada	12.18	12.50	12.11	13.41	15.17	17.69
TBA das mulheres sem filhos, observada	50.40	56.08	64.20	66.95	72.00	73.04
Porcentagem de mulheres com 1 filho, observada	22.31	23.36	26.23	28.50	31.66	33.25
Efeito marginal estimado do primeiro filho sobre a probabilidade de uma mulher não economicamente ativa, passar a fazer parte da PEA (em %)	-10.65					
TBA das mulheres após o primeiro filho, estimada	45.03	50.11	57.36	59.82	64.34	65.26
Porcentagem de mulheres com 2 filhos, observada	23.95	26.06	28.79	30.73	30.90	29.63
Efeito marginal estimado do segundo filho sobre a probabilidade de uma mulher não economicamente ativa, passar a fazer parte da PEA (em %)	-4.42					
TBA das mulheres após o segundo filho, estimada	43.04	47.89	54.83	57.18	61.49	62.38
Porcentagem de mulheres com 3 ou mais filhos, observada	41.56	38.08	32.88	27.36	22.27	19.43
Efeito marginal estimado do terceiro filho sobre a probabilidade de uma mulher não economicamente ativa, passar a fazer parte da PEA (em %)	-10.57					
TBA das mulheres após o terceiro (ou mais) filhos, estimada	38.49	42.83	49.03	51.13	54.99	55.78
TBA de todas as mulheres, observada	36.79	42.62	53.98	57.82	62.84	66.26
TBA de todas as mulheres, estimada	42.49	47.51	54.73	57.59	62.54	63.94

Fonte: IBGE/Pnad 1984, 1988, 1993, 1998, 2003 e 2007.

Pela análise da TAB. 7.7, observamos que os efeitos do primeiro, segundo e terceiro filhos estimados com base na ocorrência de natimorto nos últimos dois anos têm um alto poder explicativo sobre o aumento na TBA observado ao longo do período compreendido entre 1984 e 2007. No entanto, encontramos uma maior distância entre a TBA observada e a estimada nos dois primeiros anos considerados (especialmente, em 1984), sendo que a TBA estimada foi superior à observada (42.49% contra 36.79% no ano de 1984). Isso pode ter ocorrido devido ao fato de que a TBA estimada para todas as mulheres de 15 a 49 anos sofre influência da TBA observada das mulheres de 15 a 49 anos sem filhos. Por esse motivo, realizamos uma simulação complementar à da TAB. 7.7, que consta na TAB. 7.8. A diferença entre aquela e a última se encontra na segunda linha dessas tabelas. Enquanto na TAB. 7.7, temos a TBA observada das mulheres sem filhos, na TAB. 7.8, estimamos a TBA dessas mulheres (com base no modelo utilizado na estimação do efeito do primeiro filho sobre a PEA das mulheres sem filhos que tem como *proxy* para a fecundidade a ocorrência de natimortos nos últimos dois anos) para o ano de 1984 e, nos anos seguintes, acrescentamos a essa, a taxa de crescimento exponencial da TBA observada das mulheres sem filhos.

TABELA 7.8

Taxa bruta de atividade (TBA) observada e estimada (com base na TBA estimada das mulheres sem filhos) - Mulheres de 15 a 49 anos de idade - Brasil - 1984, 1988, 1993, 1998, 2003 e 2007

Indicador	Ano					
	1984	1988	1993	1998	2003	2007
Porcentagem de mulheres sem filhos, observada	12.18	12.50	12.11	13.41	15.17	17.69
TBA das mulheres sem filhos, estimada	30.68	34.14	39.08	40.76	43.83	44.46
Porcentagem de mulheres com 1 filho, observada	22.31	23.36	26.23	28.50	31.66	33.25
Efeito marginal estimado do primeiro filho sobre a probabilidade de uma mulher não economicamente ativa, passar a fazer parte da PEA (em %)	-10.65					
TBA das mulheres após o primeiro filho, estimada	27.41	30.50	34.92	36.42	39.16	39.73
Porcentagem de mulheres com 2 filhos, observada	23.95	26.06	28.79	30.73	30.90	29.63
Efeito marginal estimado do segundo filho sobre a probabilidade de uma mulher não economicamente ativa, passar a fazer parte da PEA (em %)	-4.42					
TBA das mulheres após o segundo filho, estimada	26.20	29.15	33.37	34.81	37.43	37.97
Porcentagem de mulheres com 3 ou mais filhos, observada	41.56	38.08	32.88	27.36	22.27	19.43
Efeito marginal estimado do terceiro filho sobre a probabilidade de uma mulher não economicamente ativa, passar a fazer parte da PEA (em %)	-10.57					
TBA das mulheres após o terceiro (ou mais) filhos, estimada	23.43	26.07	29.85	31.13	33.47	33.96
TBA de todas as mulheres, observada	36.79	42.62	53.98	57.82	62.84	66.26
TBA de todas as mulheres, estimada	25.86	28.92	33.31	35.06	38.07	38.92

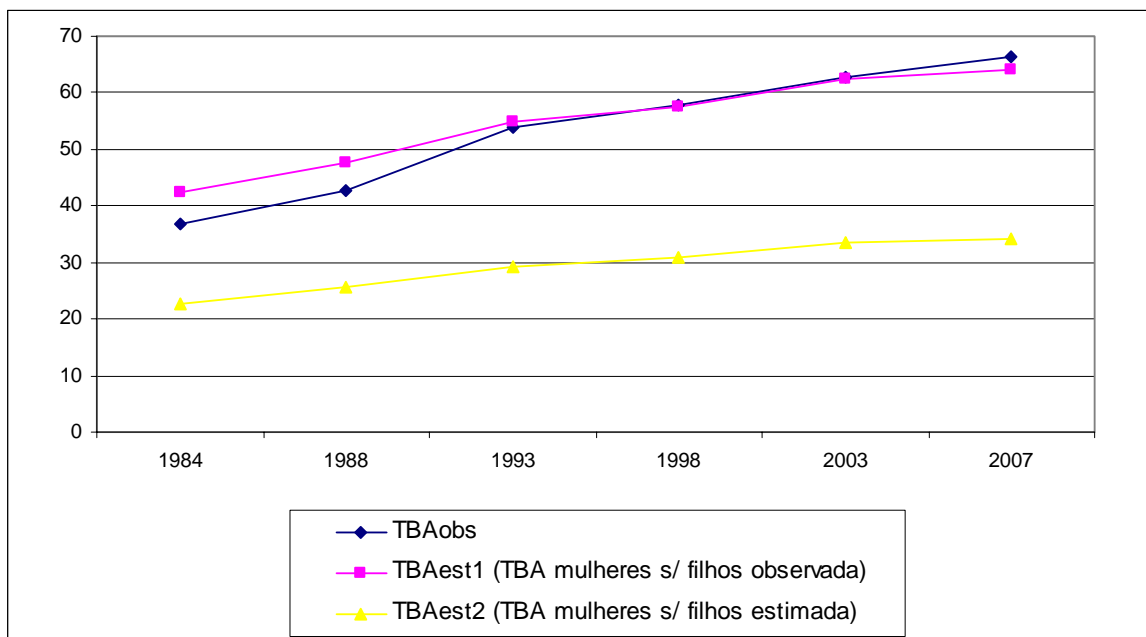
Fonte: IBGE/Pnad 1984, 1988, 1993, 1998, 2003 e 2007.

No GRÁF. 7.1, reproduzimos as TBAs observadas (TBAobs) nos anos de 1984, 1988, 1993, 1998, 2003 e 2007 e as TBAs estimadas obtidas com base na TBA observada das mulheres sem filhos (TBAest1) e aquelas obtidas com base na TBA estimada das mulheres sem filhos (TBAest2) para os mesmo anos.

Por esse gráfico, podemos concluir que os efeitos marginais de filhos sobre a participação feminina na PEA estimados com base na ocorrência de natimortos possuem um alto poder explicativo, já que ao utilizarmos as TBAs observadas para as mulheres sem filhos, as TBAs estimadas para todas as mulheres de 15 a 49 anos são bastante similares às observadas. Ao estimarmos, entretanto, as TBAs das mulheres sem filhos, a diferença entre as curvas observada (TBAobs) e estimada (TBAest2) aumentam. Disso, podemos concluir que parte do crescimento da participação feminina na PEA se deve ao aumento dessa participação das mulheres sem filhos (e, nesse ponto, o experimento natural tem pouco a dizer) e que, dado esse fato, o efeito marginal de filhos sobre a participação feminina na PEA e o efeito da mudança na composição da população feminina entre diferentes níveis de parturição são preditos pelas variações exógenas na parturição (que, nesse caso, foram provocadas pela ocorrência recente de, pelo menos, um natimorto).

GRÁFICO 7.1

Taxa bruta de atividade observada, estimada com base na TBA observada das mulheres sem filhos e estimada com base na TBA estimada das mulheres sem filhos - Mulheres de 15 a 49 anos de idade - Brasil - 1984, 1988, 1993, 1998, 2003 e 2007



Fonte: IBGE/Pnads 1984, 1988, 1993, 1998, 2003 e 2007.

8 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo dessa tese foi mensurar o efeito de filhos sobre a participação da mulher no mercado de trabalho brasileiro. A mensuração dessa relação de causalidade é importante por diversos motivos, entre os quais podemos citar o melhor entendimento da maior inserção feminina no mercado de trabalho *vis-à-vis* a pronunciada queda na fecundidade experimentada desde os anos de 1970 e a melhor compreensão dos diferenciais entre homens e mulheres no que tange ao engajamento laboral (Pazello, 2006).

Embora haja estudos (ainda raros para o Brasil) que tratam do efeito de filhos sobre a participação feminina no mercado de trabalho, eles não levam em consideração o fato da ordem de nascimento poder afetar diferentemente essa participação. Assim, com base no fato de que cada filho possa apresentar um efeito diferenciado sobre o comportamento da mãe frente ao mercado de trabalho, já que há motivos para acreditar, por exemplo, que o primeiro filho é aquele que afeta mais negativamente a entrada e/ou permanência da mãe nesse mercado (Lérida, 2006), estimamos separadamente o efeito do primeiro, do segundo e do terceiro (ou mais) filhos. De acordo com a nossa revisão de literatura, não encontramos estudos que contemplem essa perspectiva de ordem de nascimento em sua análise.

Obter tais estimativas, entretanto, não constitui tarefa simples já que há evidências de que, em se tratando das mulheres, as decisões de ter filhos e trabalhar são tomadas simultaneamente (Angrist & Evans, 1998). Além disso, existem mulheres que preferem ter filhos a trabalhar e vice-versa. A simples comparação entre esses dois grupos sugeriria uma relação negativa entre fecundidade e oferta de trabalho feminina, ainda que não houvesse qualquer efeito causal entre essas variáveis (Pazello & Fernandes, 2004).

De acordo com Currie (2003), as questões sobre causalidade nas ciências sociais são complicadas pelo problema de seleção amostral. No caso da presente tese, pode ser, por exemplo, que as mulheres que estão inseridas no mercado de

trabalho sejam mais educadas e, portanto, tenham mais informação e acesso aos métodos contraceptivos o que permite que elas tenham menos filhos. Novamente, poderíamos captar uma relação negativa entre filhos e trabalho feminino, que configuraria em uma correlação espúria.

Em princípio, o problema de seleção amostral pode ser resolvido utilizando métodos experimentais. Assim, considerando como exemplo a estimação do efeito do primeiro filho sobre a participação feminina no mercado de trabalho, se fosse possível distribuir aleatoriamente em dois grupos as mulheres sem filhos e aquelas com 1 filho, a comparação entre as taxas de atividade desses grupos de mulheres nos forneceria o efeito causal de filhos sobre a participação feminina no mercado de trabalho. Dado um tamanho amostral suficientemente grande, na média, elas não seriam diferentes em qualquer outra variável observável ou em características não-observáveis porque a distribuição entre esses dois grupos seria determinada aleatoriamente (Currie, 2003).

Diante disso, podemos observar que uma análise causal se baseia fundamentalmente na construção de um contra-factual para cada unidade de análise (Moffitt, 2003). No nosso caso, isso significa dizer que, na estimação do efeito do primeiro filho, por exemplo, sobre a participação feminina no mercado de trabalho, o ideal seria observar o *status* ocupacional de uma mesma mulher, em um mesmo momento, em duas situações distintas: sem ter tido filhos e tendo um filho.

A impossibilidade de observarmos, ao mesmo tempo, uma mulher e o seu próprio contra-factual e, além disso, o reconhecimento de que a fecundidade é uma variável de escolha (e, portanto, endógena), são fatores que têm estimulado a procura de variáveis *proxies* ou instrumentais que representem uma variação exógena, não planejada, na fecundidade.

Isso porque essas variáveis funcionam como quase-experimentos no sentido de que, embora não possamos distribuir aleatoriamente as mulheres entre grupos de fecundidade distintos, podemos encontrar variáveis que afetem essa fecundidade de maneira aleatória, constituindo-se como *proxies* exógenas para a fecundidade em modelos de oferta de trabalho feminina.

Encontrar variáveis com essas características, entretanto, não é fácil. Na literatura que analisa a relação causal entre filhos e trabalho feminino, as poucas variáveis disponíveis para esse tipo de estudo, constituem-se em sua maioria, experimentos naturais. Moffitt (2003) define um experimento natural como uma ocorrência 'natural' do tipo de aleatorização encontrada nos experimentos de laboratório. Em termos práticos, a utilização de experimentos naturais consiste numa estratégia de estimação de um efeito causal que utiliza uma variável aleatória (muitas vezes, relacionada a características biológicas individuais) como variável explicativa.

Em se tratando do efeito de filhos sobre a participação feminina no mercado de trabalho, a ocorrência de natimortos, o nascimento de gêmeos e a preferência dos pais por filhos de ambos os sexos, são eventos naturais que vêm sendo utilizados nessa estimação. E, dentro de cada um desses experimentos naturais, o fato de uma mulher ter experimentado ou não o evento a classifica como 'tratada' ou 'controle', respectivamente, o que define a construção de um contra-factual.

Nessa tese, de início, utilizamos esses três eventos na estimação do efeito de filhos sobre a participação das mães no mercado de trabalho. Primeiramente, estimamos o efeito do primeiro filho sobre a participação feminina no mercado de trabalho utilizando a ocorrência de natimortos como *proxy* exógena para a fecundidade, ou seja, realizamos um estudo do tipo caso-controle onde as mulheres tratadas eram aquelas que não tinham filhos, mas já haviam tido, pelo menos, um natimorto e as controles eram aquelas que tinham apenas um filho (e nunca tiveram um natimorto). Posteriormente, ao estimarmos o efeito do segundo filho sobre a participação das mães no mercado de trabalho, utilizamos outra *proxy* para um aumento exógeno na fecundidade: o nascimento de gêmeos; e, nesse caso, as tratadas eram as mães que tiveram gêmeos na primeira gravidez e as controles eram aquelas que tinham apenas um filho.

Por último, estimamos o efeito de um terceiro ou mais filhos sobre a participação feminina no mercado de trabalho, mas diferentemente das estimações anteriores, nessa não utilizamos uma variável *proxy* para a fecundidade, e sim uma variável instrumental baseada na preferência dos pais por filhos de ambos os sexos. Isto porque, há evidências de que os pais cujos dois primeiros filhos são do mesmo

sexo apresentam uma probabilidade maior de terem um terceiro ou mais filhos em relação àqueles cujos dois primeiros filhos são uma menina e um menino (Angrist & Evans, 1998; Cruces & Galiani, 2003; Campêlo & Silva, 2005). Acontece, porém, que apesar de haver uma probabilidade maior de nascimento de, pelo menos, um terceiro filho, se os pais têm dois meninos ou duas meninas, não é sempre que isso ocorre de fato. Ou seja, existem mulheres que tiveram um casal de filhos e ainda assim, tiveram outro(os) filho(os), assim como há mulheres que, embora tivessem apenas dois filhos do mesmo sexo, não tiveram mais filhos. Isso traz algumas particularidades dentro da estrutura de um estudo do tipo caso-controle, já que embora o grupo-tratamento seja formado por todas as mães de mais de dois filhos e o grupo-controle, por todas as mães de apenas dois filhos, o efeito de um terceiro ou mais filhos sobre a participação feminina no mercado de trabalho que estimamos se refere apenas às mulheres que revelam na fecundidade uma preferência por filhos de ambos os sexos. Dessa forma, as mulheres tratadas que consideramos na estimativa do efeito do terceiro filho são apenas aquelas que tinham mais de dois filhos, sendo os dois primeiros do mesmo sexo e as controles são aquelas que tinham apenas dois filhos, sendo esses um menino e uma menina (as *compliers*).

Devido às diferenças metodológicas entre essas estratégias de estimação, os diferenciais entre os efeitos do primeiro, do segundo e do terceiro (ou mais) filhos podem estar refletindo não apenas o impacto de cada ordem de nascimento do filho sobre a participação laboral feminina, como também, o fato de estarmos utilizando variáveis e métodos diferenciados; o que pode afetar a comparabilidade dos resultados. Com relação ao uso de natimortos e gêmeos, destaca-se ainda o fato de que por estarmos trabalhando com duas *proxies* para um aumento exógeno na fecundidade, o efeito de filhos estimado inclui o próprio efeito de experimentar o evento. Melhor dizendo, isso significa que, no caso em que estimamos o efeito do segundo filho utilizando como *proxy* o nascimento de gêmeos, o efeito encontrado capta também o próprio impacto de ter gêmeos sobre a participação feminina no mercado de trabalho; o que é diferente de ter dois filhos em períodos distintos.

Para lidar com esses possíveis questionamentos, realizamos uma espécie de padronização metodológica das estimativas obtidas para o primeiro, segundo e terceiro (ou mais) filhos. Isso significa que precisávamos estimar todos esses efeitos com base em uma única variável *proxy* para a fecundidade e uma mesma metodologia para dar maior robustez aos resultados. Com esse objetivo, propusemos a estimação do efeito de filhos sobre a participação das mães no mercado de trabalho utilizando cinco eventos relacionados ao óbito precoce de um filho como *proxies* para a fecundidade: a ocorrência de aborto e/ou de natimorto e o óbito de filhos antes de completarem 7, 28 e 365 dias de vida.

Vale destacar, entretanto, que essas estimações ‘padronizadas’ não invalidam as estimativas obtidas com base nas demais variáveis, mas são bastante úteis como um teste de robustez. Até porque ao utilizarmos os natimortos, os gêmeos e a preferência dos pais por filhos de ambos os sexos, na estimação do efeito do primeiro, segundo e terceiro (ou mais) filhos, respectivamente, temos estimativas para duas décadas, de forma que podemos observar a tendência desses efeitos ao longo desse período; ao passo que, dada a raridade da informação necessária à construção das variáveis *proxies* relacionadas ao óbito precoce de um filho propostas nessa tese – a idade à qual o filho faleceu e/ou quando a mulher experimentou um aborto ou um natimorto – as estimativas ‘padronizadas’ do efeito de filhos sobre a participação feminina no mercado de trabalho se referem apenas ao ano de 1984.

Uma das principais contribuições dessa tese se refere a essa busca por maior robustez em termos metodológicos. Além de utilizarmos as variáveis *proxies/instrumento* para a fecundidade sugeridas pela literatura, testarmos diversas amostras, duas décadas, duas variáveis-resposta, realizarmos pareamentos, ainda propusemos outras *proxies* para a fecundidade que nos ajudam a entender o efeito de filhos sobre a participação feminina no mercado de trabalho, sob a perspectiva de ordem de nascimento dos filhos, objeto de estudo dessa tese.

Tomando como pano de fundo todas essas questões metodológicas, alguns resultados, em termos dos efeitos do primeiro, do segundo e do terceiro (ou mais) filhos sobre a participação feminina no mercado de trabalho, estimados com base

nas Pnads das décadas de 1990 e 2000, merecem destaque por sua contribuição para o entendimento de como tem se dado o efeito de filhos sobre a inserção feminina no mercado de trabalho brasileiro nas últimas décadas. Já que, como mencionado por Lérída (2006), são raros os estudos que analisam esse efeito em países em desenvolvimento. Em se tratando de Brasil, encontramos apenas quatro trabalhos (Maciel & Mesquita, 2004; Pazello & Fernandes, 2004; Pazello, 2006; Campêlo & Silva, 2005), todos recentes e, em nenhum deles essa perspectiva de um efeito diferenciado de filhos segundo a ordem de nascimento destes, foi considerada.

Em primeiro lugar, vale dizer que estimamos o efeito de filhos sobre a participação feminina no mercado de trabalho utilizando duas variáveis relacionadas a essa participação: a participação na PEA e o *status* ocupacional (que classifica cada mulher como ocupada ou desocupada).

Em se tratando do efeito do primeiro filho sobre a participação feminina na PEA, tanto na década de 1990, quanto na década de 2000, encontramos que este afeta mais negativamente a participação das mulheres mais jovens (de 15 a 39 anos) em relação às mulheres mais velhas (de 40 a 49 anos). Além disso, o efeito do primeiro filho apresentou tendência de queda entre essas décadas. Ao considerarmos como variável-resposta o *status* ocupacional feminino, encontramos resultados distintos desses, no sentido de que enquanto na década de 1990, as mulheres mais velhas apresentavam uma menor probabilidade de estar trabalhando ao ter um primeiro filho em relação àquelas mais novas, nos anos de 2000, o efeito negativo do primeiro filho aumenta para as mais jovens e desaparece quando se trata das mais velhas.

Quanto ao efeito do segundo filho sobre a participação feminina no mercado de trabalho, encontramos as mesmas tendências tanto na variável de participação feminina na PEA, quanto na variável de *status* ocupacional das mães: nos anos de 1990, ao considerarmos todas as mães de 15 a 49 anos de idade, não verificamos quaisquer efeitos de um segundo filho sobre a probabilidade delas estarem inseridas no mercado de trabalho. Na década de 2000, entretanto, um segundo filho passa a afetar negativamente essa probabilidade. Considerando a possibilidade de haver um efeito de mais curto prazo da maternidade sobre a

participação feminina no mercado de trabalho, já que filhos pequenos, sabidamente, afetam mais negativamente a entrada/permanência das mães no mercado de trabalho (Scorzafave, 2001; Pazello, 2006), analisamos também o efeito do segundo filho desagregando a amostra total de mães entre aquelas com filhos de, no máximo, 2 anos, de 3 a 6 anos, de 7 a 12 anos e de 13 anos e mais. De fato, ao realizarmos essa desagregação, o efeito negativo do segundo filho sobre a participação das mães no mercado existe apenas para as mães de filhos pequenos, especialmente, quando eles têm, no máximo, 2 anos de idade. Assim como encontrado na estimação do efeito do primeiro filho sobre a participação feminina no mercado de trabalho, também quando se trata do segundo filho, nos anos de 1990, esse filho afetava mais negativamente a probabilidade de inserção feminina no mercado de trabalho que na década posterior.

Com relação aos efeitos do terceiro filho, diferentemente daquilo que foi verificado ao estimamos o efeito do primeiro e do segundo filhos sobre a participação feminina no mercado de trabalho (onde esses filhos afetavam mais significativamente a participação das mulheres mais novas), o efeito de um terceiro ou mais filhos apresentou efeitos significativamente mais negativos sobre a participação das mulheres mais velhas. Outro resultado distinto das demais ordens de nascimento é o fato de que enquanto o efeito do primeiro e segundo filhos diminuiu entre as décadas de 1990 e 2000, o efeito do terceiro (ou mais) mostrou tendência de aumento nesse período.

Ao 'padronizarmos' os efeitos do primeiro, segundo e terceiro filhos de forma que eles refletissem apenas o efeito da ordem de nascimento sobre a decisão laboral das mães, eliminando assim, o diferencial que se deve à distinção metodológica das estimações, observamos uma tendência interessante do efeito de filhos sobre a participação das mães no mercado de trabalho com relação ao número de filhos: o primeiro e o terceiro filhos reduzindo mais a probabilidade de participação das mães no mercado de trabalho em comparação ao segundo filho. Um comportamento que faz sentido se pensarmos que o efeito negativo do primeiro filho sobre a decisão feminina de trabalhar deve ser, de fato, grande dado que os pais têm ainda que se adaptar a essa nova realidade. Quando do nascimento do segundo filho, entretanto, a experiência com o primeiro deve tornar a adaptação

mais fácil. Já, o nascimento do terceiro ou mais filhos pode ter um efeito superior ao do segundo filho exatamente pelo fato de que três ou mais filhos pode representar uma família numerosa.

Ao compararmos os efeitos de filhos sobre a participação feminina no mercado de trabalho aqui estimados aos efeitos reportados em outros estudos, encontramos tendências, direções e magnitudes bastante semelhantes. Pazello & Fernandes (2004) e Pazello (2006), por exemplo, estimaram o efeito do primeiro e segundo filhos (respectivamente) sobre a participação feminina na PEA para o Brasil nos anos de 1990 e, embora as amostras e as especificações dos modelos utilizados sejam distintas em relação às definidas nessa tese, os efeitos foram bastante semelhantes. Da mesma forma, encontramos resultados semelhantes aos de Cruces & Galiani (2003), que utilizaram dados da Argentina e México e aos de Angrist & Evans (1998), que estudaram os Estados Unidos. Para uma análise mais detalhada de diversos trabalhos nos quais o efeito de filhos sobre a participação feminina foram estimados, vide TAB. A3.1, no ANEXO 3.

Pode-se concluir, enfim, que essa tese enriquece a discussão acerca da relação entre filhos e inserção feminina no mercado de trabalho, além de contribuir para a promoção de políticas públicas. Isso porque ao mesmo tempo em que o aumento da participação das mulheres no mercado parece revelar uma mudança cultural positiva na sociedade – em termos de uma maior aceitação dessa nova identidade feminina – que, inclusive, favorece o desenvolvimento econômico, sua associação à queda na fecundidade pode prejudicar o crescimento futuro da força de trabalho e, nesse sentido, ir contra esse desenvolvimento. Ademais, a presença cada vez mais marcante da mulher no mercado de trabalho implica também em uma reorganização familiar, já que diminui o tempo disponível das mães para com os filhos, o que pode afetar, especialmente, o investimento em capital humano (saúde, nutrição, educação, etc) destes.

Além disso, um maior conhecimento da relação entre filhos e participação feminina no mercado de trabalho tem grande relevância, já que comparativamente aos homens, pode ser que os filhos sejam um entrave ao crescimento profissional das mulheres, tanto no que se refere aos diferenciais salariais quanto em relação aos tipos de ocupação (Pazello, 2006). Adicionalmente, destaca-se o fato de que

o estudo da relação filhos-trabalho faz parte de uma análise mais ampla da dinâmica do comportamento familiar. Conhecer melhor essa dinâmica contribui significativamente para a formulação de políticas públicas que considerem de forma distinta os membros familiares e seus papéis dentro da instituição “família”, além de levantar importantes questões para as projeções de oferta de mão-de-obra (Sedlacek & Santos, 1991).

Entretanto, ainda há muito que ser feito nessa área. Seria interessante, por exemplo, observar se as mulheres-mães têm comportamentos diferenciados não apenas em relação à sua participação ou não no mercado de trabalho, mas também em relação à intensidade do seu trabalho (como horas semanais trabalhadas e salários diferenciados). Também nos resta verificar como se dá a influência da paternidade sobre a participação masculina no mercado de trabalho no Brasil (se é que essa influência existe). Outros aspectos que merecem ser analisados são, entre outros, as diferenças regionais e de educação que porventura existam no estudo da relação filhos-trabalho.

9 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABEYKOON, A. T. P. L. Sex preference in south Asia: Sri Lanka an Outlier. **Asia-Pacific Population Journal**, Bangkok, v. 10, n. 3, p. 5-16, Set. 1995.

ANDERSSON, G. *et al.* **Gendering the family composition**: sex preferences for children and childbearing behavior in the Nordic countries. Rostock, Alemanha: Max Planck Institute for Demographic Research, 2004. (Working Papers, WP-2004-019).

AL-ANSARY, L. A.; BALBAY, Z. A. Risk factors for spontaneous abortion: a preliminary study on Saudi women. **Journal of the Royal Society of Health**, London, v. 114, n. 4, p. 188-193. Aug. 1994.

ALIKANI, M. *et al.* Monozygotic twinning following assisted conception: an analysis of 81 consecutive cases. **Human Reproduction**, Oxford, v. 18, n. 9, p.1937-1943. Set. 2003.

ALLEN, V. M. *et al.* The effect of hypertensive disorders in pregnancy on small for gestational age and stillbirth: a population based study. **BMC Pregnancy and Childbirth**, v. 4, n. 17. Aug. 2004.

ANGRIST, J. D. Treatment effect. In: DURLAUF, S. N.; BLUME, L. E. **The New Palgrave Dictionary of Economics Online**. 2 nd. ed. London: Palgrave Macmillan, 2008. Disponível em: <http://0-www.dictionarofeconomics.com.library.lemoyne.edu/article?id=pde2008_T000206>. Acesso em: 20 fev. 2009.

ANGRIST, J. D. **Treatment effect heterogeneity in theory and practice**. Cambridge: IZA, 2003. (NBER Working Paper, nº 9708)

ANGRIST, J. D.; EVANS, W. N. **Schooling and labor market consequences of the 1970 state abortion reforms**. Cambridge: IZA 1996. (NBER Working Paper, 5406)

ANGRIST, J. D.; EVANS, W. N. Children and their parent's labor supply: evidence from exogenous variation in family size. **American Economic Review**, Nashville, v. 88, n. 3, p. 450-477, Jun. 1998.

ANGRIST, J. D.; IMBENS, G. W.; RUBIN, D. B. Identification of causal effects using instrumental variables. **Journal of the American Statistical Association**, Alexandria, v. 91, n. 434, p. 444-472, Mar. 1996.

ANGRIST, J. D.; KRUEGER, A. B. **Empirical strategies in labor economics**. Princeton: Princeton University, 1998. (NBER Working Paper, 401)

ANGRIST, J. D.; PISCHKE, J. S. **Instrumental variables in action**: sometimes you get what you need. Cap. 4. Mostly harmless econometrics – An empiricist's companion. New Jersey: Princeton University, 2009. p. 113-218.

ARAÚJO, C.; SCALON, C. Gênero e a distância entre a intenção e o gesto. **Revista Brasileira de Ciências Sociais**, São Paulo, v. 21, n. 62, p. 45-68, out. 2006.

FIRST ANNUAL REPORT. **Incidence and reported causes of stillbirths**. Arizona: Arizona Department of Health Service, 2005.

ARNOLD, F. **Gender preferences for children**: DHS Comparative Studies. Calverton, Maryland: Macro International Inc., 1997.

ASSIS, H. M. de; MACHADO, C. J.; RODRIGUES, R. N. Perfis de mortalidade neonatal precoce: um estudo para uma Maternidade Pública de Belo Horizonte (MG), 2001-2006. **Revista Brasileira de Epidemiologia**, São Paulo, v. 11, n. 4, p. 675-686, dez. 2008.

ASZTALOS, E. *et al.* Evaluating 2 year outcome in twins < or = 30 weeks gestation at birth: a regional perinatal unit's experience. **Twin Research** Brisbane, v.4, n.6, p.431-438, Dec. 2001.

BAILEY, M. J. More power to the pill: the impact of contraceptive freedom on women's lifecycle labor supply. **Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, v. 121, n. 1, p. 289-320, Jul. 2005.

BANCO MUNDIAL. **World Development Indicators Database, 1980, 1985, 1990, 1995, 2000 e 2005**. Disponível em: http://www.nationmaster.com/red/graph/lab_for_fem_of_tot_lab_for-labor-force-female-of-total&int=-1&id=ASI. Acesso em: 18 jan. 2009.

BECKER, G. S.; LEWIS, H. G. On the interaction between the quantity and quality of children. **The journal of political economy**, Chicago, v. 81, n. 2, p. S279-S288, Mar/Abr. 1973.

BECKER, G. S. A theory of the allocation of time. **Economic Journal**, London, v. 75, n. 299, p. 493-517, Set. 1965.

BECKER, G. S. **A Treatise on the family**. Cambridge, Massachusetts: Harvard University, 1981.

BECKER, G. S. An economic analysis of fertility. In: UNIVERSITIES-NATIONAL BUREAU COMMITTEE FOR ECONOMIC RESEARCH. CONFERENCE. **Demographic and Economic Change in Developed Countries**. Princeton: University Press, 1960. (Universities – National Bureau Conference, Series 11)

BECKER, G.S.; TOMES, N. Child Endowments and the Quantity and Quality of Children. **Journal of Political Economy**, Chicago, n. 84, n. 4, p. S143-S162, Aug. 1976.

BECKER, S. O.; ICHINO, A. Estimation of average treatment effects based on propensity scores. **The Stata Journal**. V. 2, n. 4, p. 358-377. Nov. 2002. Disponível em: <<http://www.iue.it/Personal/Ichino/psj7.pdf>>. Acesso em: 08 mar. 2009.

BELLVER, J. *et al.* Obesity and the risk of spontaneous abortion after oocyte donation. **Fertility and Sterility**, Birmingham, v. 79, n. 5, p. 1136-1140. May. 2003.

BEN-PORATH, Y.; WELCH, F. Do Sex Preferences Really Matter?. **Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, v. 90, n. 2, p. 283-307, May. 1976.

BERNDT, E. R. **The practice of econometrics: classic and contemporary**. Reading, Mass.: Addison- Wesley Publishing Company, 1991.

BIANCHI, S. M. Maternal employment and time with children: dramatic change or surprising continuity?. **Demography**, Chicago, v. 37, n. 4, p. 401-414. Nov. 2000.

BIELBY, W. T.; BIELBY, D. D. Family ties: balancing commitments to work and family in dual earner households. **American Sociological Review**, Albany, v.54, n.5, p. 776-789, Oct. 1989.

BLAKE, J. Are Babies Consumer Durables? A Critique of the Economic Theory of Reproductive Motivation. **Population Studies**, London, v. 22, n. 1, p. 5-25, Mar. 1968.

BLOOM, D. E *et. al.* Fertility, female labor force participation, and the demographic dividend. **Journal of Economic Growth**, Netherlands, v. 14, n. 2, p. 79-101. Jun. 2009

BLUNDELL, R.; MACURDY, T. Labor supply: a review of alternative approaches. In: ASHENFELTER, O.; CARD, D. (Orgs.) **Handbook of labor economics**. Amsterdam: [S.n.], 1999. v. 3a.

BRONARS, S. G.; GROGGER, J. The Economic Consequences of Unwed Motherhood: Using Twin Births as a Natural Experiment. **The American Economic Review**, Nashville, v. 84, n.5, p. 1141-1156, Dec. 1994.

BROSKY, G. Why do pregnant women smoke and can we help them quit? **Canadian Medical Association Journal**, Ottawa, v. 152, n. 2, p. 163-166. Jan. 1995.

BRUSCHINI, C.; LOMBARDI, M. R. O trabalho da mulher brasileira nos primeiros anos da década de noventa. In: ENCONTRO DA ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 10., 1996, Caxambú. **Anais...** Caxambú: ABEP, 1996. v.1, p. 483-516.

BRUSCHINI, C.; LOMBARDI, M. A bipolaridade do trabalho feminino no Brasil contemporâneo. **Cadernos de Pesquisa**, São Paulo, n.110, p.67-104, jul. 2000.

BRUSCHINI, C. **Maternidade e trabalho feminino**: sinalizando tendências. São Paulo: FHI, 2000. Disponível em: <<http://www.fhi.org/en/rh/pubs/wsp/brazilabsport.htm#Maternidade%20e%20trabalho%20feminino:%20Sinalizando%20tendências>>. Acesso em: 13 jan. 2009.

BRUSCHINI, C. Trabalho doméstico: inatividade econômica ou trabalho não remunerado? **Revista Brasileira de Estudos de População**, Rio de Janeiro, v.24, n. esp., p. 331-353, jul./dez. 2006.

BRUSCHINI, C. Trabalho e gênero no Brasil nos últimos dez anos. **Cadernos de Pesquisa**, São Paulo, v.37, n.132, p.537-572, set./dez. 2007.

BRUSCHINI, C. **Trabalho feminino no Brasil**: novas conquistas ou persistência da discriminação? Chicago: Latin American Studies Association., 1998.

BRUSCHINI, C.; LOMBARDI, M. R. Trabalho, renda e políticas sociais: avanços e desafios In: Fundação Ford. Fundo de Desenvolvimento das Nações Unidas para a Mulher. **O progresso das mulheres no Brasil**. Brasília: Unifem, Fundação Ford e Cepia, 2006.

CAMPÊLO, A. K.; SILVA, E. N. Filhos e renda familiar: uma aplicação do efeito quantílico de tratamento. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v.35, n.3, p. 355-377, dez. 2005.

CALDEIRA, A. P. *et al.* Evolução da mortalidade infantil por causas evitáveis, Belo Horizonte, 1984-1998. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v. 39, n. 1, p. 67-74, jan. 2005.

CARVALHO, S. S. DE; FIRPO, S.; GONZAGA, G. Os efeitos do aumento da licença-maternidade sobre o salário e o emprego da mulher no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 36, n. 3, p. 489-524, dez. 2006

CLARK, S. Son Preference and Sex Composition of Children: Evidence from India. **Demography**, Chicago, v. 37, n.1, p. 95-108. Feb. 2000.

COLLETO, G. M. D. D.; SEGRE, C. A. M.; BEIGUELMAN, B. Twinning rate in a sample from a Brazilian hospital with a high standard of reproductive care. **Sao Paulo Medical Journal**, São Paulo, v.119, n.6, p. 216-219, Nov. 2001.

COSTA, L. Aumento da participação feminina: uma tentativa de explicação. In: ENCONTRO DA ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 7., 1990, Caxambú. **Anais...** Caxambú: ABEP, 1990. v. 2, p.231-243.

CRUCES, G.; GALIANI, S. **Generalizing the causal effect of fertility on female labor supply**. Ann Arbor: University of Michian Business School; Willian Davidson Institute, 2003. 31f. (Working Paper, 625)

CURRIE, J. **When do we really know what we think we know?** Determining causality. Washington, DC: NICHD Administration for Children and Families, 2003.

DAHL, G. B.; MORETTI, E. **The demand for sons: evidence from divorce, fertility and shotgun marriage.** Cambridge: National Bureau of Economic Research, 2004. 70 f. (NBER Working Paper Series, 10281)

DEHEJIA, R. H.; WAHBA, S. Propensity score matching methods for nonexperimental studies causal studies. **The Review of Economics and Statistics**, Cambridge, v. 84, n. 1, p. 151-161. Feb. 2002

DIAS-JÚNIOR, C. S. **Comportamento reprodutivo: uma análise a partir do grupo ocupacional das mulheres.** 167f. Tese (Doutorado em Demografia) - Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal de Minas Gerais, Blo Horizonte, 2007.

DICKENS, B. *et al.* Sex selection: Treating different cases differently. **International Journal of Gynecology & Obstetrics**, New York, v. 90, n. 2, p. 171-177, Aug. 2005.

DOMÍNGUES, V. *et al.* Adjusting risk factors in spontaneous abortion by multiple logistic regression. **European Journal of Epidemiology**, Netherlands, v. 7, n. 2, p. 171-174. Mar. 1991.

DOMÍNGUES-ROJAS, V. *et al.* Spontaneous abortion in a hospital population: are tobacco and coffee intake risk factors?. **European Journal of Epidemiology**, Netherlands, v. 10, n. 6, p. 665-668. Dec. 1994.

DRUMOND, E. de F.; MACHADO, C. J.; FRANÇA, E. Óbitos neonatais precoces: análise de causas múltiplas de morte pelo método Grade of Membership. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 23, n. 1, p. 157-166, jan. 2007.

DYREGROV, A.; MATTHIESEN, S. B. Parental grief following the death of an infant: a follow-up over one year. **Scandinavian Journal of psychology**, Oxford, v. 32, n. 3, p. 193-207, Sep. 1991.

DUARTE, C. M. R. Refl exos das políticas de saúde sobre as tendências da mortalidade infantil no Brasil: revisão da literatura sobre a última década. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 23, n. 7, p. 1511-1528, jul. 2007.

DURAND, J. D. **The labor force in economic development: a comparision of international census data, 1946-1966.** New Jersey: Princeton University, 1975.

DURAND, J. D. Married women in the labor force. **The American Journal of Sociology**, Chicago, v. 52, n. 3, p. 217-223, Nov. 1946.

EBENSTEIN, A. Y. **The causal effect of fertility on female labor supply: evidence from taiwanese son preference.** Harvard: Harvard University, 2007. (Working paper series)

ELLER, A. G.; BRANCH, D. W.; BYRNE, J. L. B. Stillbirth at term. **Obstetrics & Gynecology**, New York, v. 108, n. 2, p. 442-447, Aug. 2006.

ENGELHARDT, H.; KÖGEL, T.; PRSKAWETZ, A. Fertility and women's employment reconsidered: a macro-level time-series analysis for developed countries, 1960-2000. **Population Studies**, London, v. 58, n. 1, p. 109-120. Mar. 2004.

EGUAVOEN, A. N. T., ODIAGBE, S. O.; OBETOH, G. I. The status of women, sex preference, decision-making and fertility control in ekpoma community of Nigeria. **Journal of Social Sciences**, London, v. 15, n. 1, p. 43-49, Jul. 2007.

FERESU, S. A. *et al.* Incidence of stillbirth and perinatal mortality and their associated factors among women delivering at Harare Maternity Hospital, Zimbabwe: a cross-sectional retrospective analysis. **BMC Pregnancy and Childbirth**, London, v. 5, n. 9, p. 1-12, May. 2005.

FETUS AND NEWBORN COMMITTEE; CANADIAN PEDIATRIC SOCIETY. Family practice: support for parents experiencing perinatal loss. **Canadian Medical Association Journal**, Ottawa, v. 129, n. 4, p. 335-339. Aug. 1983.

FILMER, D.; FRIEDMAN, J.; SCHADY, N. Development, modernization and son preference in fertility decisions. In: **POLICY RESEARCH**. Washington: The World Bank Development Research Group, 2008. (Working Paper, 4716)

FORREST, G. C.; STANDISH, E.; BAUM, J. D. Support after perinatal death: a study of support and counselling after perinatal bereavement. **British Medical Journal**, England, v. 285, n. 6353, p. 1475-1479, Nov. 1982.

FRANÇA, E. *et al.* Associação entre fatores sócio-econômicos e mortalidade infantil por diarreia, pneumonia e desnutrição em região metropolitana do Sudeste do Brasil: um estudo caso-controle. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 17, n. 6, p. 1437-1447, nov./ dez. 2001.

FRETTS, R. C. Etiology and prevention of stillbirth. **American Journal of Obstetrics and Gynecology**, New York, v. 193, n. 6, p. 1923-1935, Mar. 2005.

FUNDO DAS NAÇÕES UNIDAS PARA A INFÂNCIA. **Situação mundial da infância 2009**: saúde materna e neonatal. Brasília: Fundo das Nações Unidas para a Infância, 2009. Disponível em <http://www.unicef.pt/docs/situacao_mundial_da_infancia_2009.pdf>. Acesso em: 18 maio 2009.

GANGADHARAN, J.; ROSENBLOOM, J. L. The effects of child-bearing on married women's labor supply and earnings: using twin births as a natural experiment. **Journal of Human Resources**, United States, v. 34, n. 3, p. 449-474. Summer, 1999.

GARCIA, S. *et al.* Práticas sexuais e vulnerabilidades ao HIV/aids no contexto brasileiro. Considerações sobre as desigualdades de gênero, raça e geração no enfrentamento da epidemia. In: MIRANDA-RIBEIRO, P.; SIMÃO, A. B. (Orgs.) Qualificando números: estudos sobre saúde sexual e reprodutiva no Brasil. **Demografia em Debate**. Belo Horizonte: [S.n.], 2008. v. 2, p. 452

GAUTHIER, Anne H. The impact of public policies on families and demographic behaviour. **DEMOGRAPHIC TRANSITION IN EUROPE**, 2., 2001, Germany. **Anais...**, Germany: Bad Herrenalb, 2001.

GOLDIN, C.; KATZ, L. F. The power of the pill: oral contraceptives end women's career and marriage decisions. **The Journal of Political Economy**, Chicago, v.110, n.4, p. 730-770, Ago. 2002.

GOLDIN, C. Career and Family: College women look to the past. In: BLAU, F. D.; EHRENBERG, R. G. (Ed.) **Gender and family issues in the workplace**. New York: Russell Sage Foundation, 1997.

GONZAGA, G.; MACHADO, A. N.; MACHADO, D. C. **Horas de trabalho**: efeitos idade, período e coorte. Rio de Janeiro: CEDEPLAR/UFMG, 2003. 27 p. (Texto para discussão, 190).

GONZALEZ, A. Q.; KOESTNER, R. Parental preference for sex of newborns as reflected in positive affect in birth announcements. **Sex Roles**, New York, v. 52, n. 5/6, p. 407-411, Mar. 2005.

GUJARATI, D. Modelos de equações simultâneas. In: _____. **Econometria básica**. São Paulo: Makron Books, 2006. cap. 4, p. 575-634.

HAMAMY H. A.; AJLOUNI, H. K.; AJLOUNI, K. M. Familial monozygotic twinning: Report of an extended multi-generation family. **Twin Research**, Brisbane, v.7, n.3, p.219-222, Mar. 2004.

HANK, K.; KOHLER, H. P. Gender preferences for children in Europe: empirical results from 17 FFS countries", **Demographic Research**, Germany, v. 2, n. 1. Jan. 2000.

HANK, K.; KOHLER, H. P. Sex preferences for children revisited: new evidence from Germany. **Population**, Paris, v. 58, n. 1, p. 133-144, Feb. 2003.

HAUGHTON, J.; D. HAUGHTON. Son preference in Vietnam. **Studies in family planning**, New York, v. 26, n. 6, p. 325-337, Nov./Dez. 1995.

HEMMINKI, K. *et al.* Spontaneous abortions in a industrialized community in Finland. **American Journal of Public Health**, Washington, v. 73, n. 1, p. 32-37. Jan. 1983.

HIRATA, H.; KERGOAT, D. Novas configurações da divisão sexual do trabalho. **Cadernos de Pesquisa**, São Paulo, v.37, n.132, p.595-609, set./dez. 2007.

HOEKSTRA, C. *et al.* Dizygotic twinning. **Human Reproduction Update**, Oxford, v.14, n.1, p. 37-47, Jan./Feb. 2008b.

HÖGBERG, L.; CNATTINGIUS, S. The influence of maternal smoking habits on the risk of subsequent stillbirth: is there a causal relation? **BJOG: An International Journal of Obstetrics and Gynaecology**, Oxford, v.114, n.6, p. 699-704. Feb. 2007.

IACOVOU, M. **Fertility and female labour supply**. United Kingdom: Institute for Social and Economic Research, 2001. (ISER Working Papers, 19).

IMAIZUMI Y. A comparative study of zygotic twinning and triplet rates in eight countries, 1972–1999. **Journal of Biosocial Science**, Oxford, v. 35, n. 2, p.287-302, Apr. 2003.

JANNUZZI, P. M. Modelo alternativo para projecao de forca de trabalho: dos condicionantes econômicos às taxas de atividade. Metodo e resultados para a grande São Paulo em 2005. **Revista Brasileira de Estudos de População**, Rio de Janeiro, v.17, n.1/2, p. 141-162, jan./dez. 2000.

JOYCE, R.; WEBB, R.; PEACOCK, J. L. Associations between perinatal interventions and hospital stillbirth rates and neonatal mortality. **Archives of Disease in Childhood: Fetal & Neonatal**, London, v. 89, n. 1, p. F51-F56., Jan. 2004.

KAESTNER, R. Recent changes in the labor supply behavior of married couples. **Eastern Economic Journal**, New York, v. 19, n. 2, p. 185-208, Spring. 1993.

KESMODEL, U. *et al.* Use of alcohol and illicit drugs among pregnant Danish women, 1998. **Scandinavian Journal of Public Health**. v. 31, n. 1, p. 5-11, Jan. 2003.

KEVANE, M.; LEVINE, D. I. **The Changing Status of Daughters in Indonesia**. Institute for Research on Labor and Employment, 2000. Berkeley: University of California. (Working paper series, 1014).

KILLINGSWORTH, M. R.; HECKMAN, J. J. Female labor supply: a survey. In: ASHENFELTER, O.; LAYARD, R. (Orgs.) **Handbook of labor economics**. Amsterdam: North Holland, 1986. v. 1.

KLEINHAUS, K. *et al.* Paternal age and twinning in the Jerusalem perinatal study. **European Journal of Obstetrics & Gynecology and Reproductive Biology**, Amsterdam, v. 141, n. 2, p. 119-122, Dec. 2008.

KLEINHAUS, K. *et al.* Paternal age and spontaneous abortion. **Obstetrics and Gynecology**, New York, v. 108, n. 2, p. 369-377, Aug. 2006.

LEONE, E. T. **Renda familiar e trabalho da mulher na região metropolitana de São Paulo nos anos 80 e 90**. Campinas: IE/UNICAMP, 1999. 28f. (Texto para Discussão, 81).

LEONE, T.; MATTHEWS, Z.; ZUANNA, G. P. Impact and determinants of sex preference in Nepal. **International Family Planning Perspectives**, New York, v. 29, n. 2, p. 69-75, Jun. 2003.

LÉRIDA, J. L. de. The impact of exogenous variation in family size on women's labor force participation. In: CONFERENCE OF THE EUROPEAN SOCIETY FOR POPULATION ECONOMICS, 20., 2006, Verona. **Anais...** Verona: ESPE, 2006.

LIU, P.; ROSE, G. A. Ethics of sex selection for family balancing. Sex selection: the right way forward. **Human Reproduction**, Oxford, v. 11, n. 11, p. 2343–2346, Nov. 1996.

LUNDHOLM M.; OHLSSON, H. Who takes care of the children? The quantity-quality model revisited. **Journal of Population Economics**, Germany, v. 15, n. 3, p. 455-461. Sep. 2002.

MACIEL, M. C.; MESQUITA, C. S. . O Impacto da Criação de Filhos na Oferta de Trabalho das Mães. Encontro Regional de Economia, 9, 2004, Fortaleza. **Anais...** Fortaleza: ANPEC, 2004..

MACINTOSH, M. C. Perinatal mortality and congenital anomalies in babies of women with type 1 or type 2 diabetes in England, Wales, and Northern Ireland: population based study. **British Medical Journal**, London, v. 333 n. 177, Jun. 2006.

MALTHUS, T. R. **Ensaio sobre a população**. São Paulo: Nova Cultural, 1996. (Coleção Os Economistas)

MAMMEN, K.; PAXSON, C. Women's work and economic development. **Journal of Economic Perspectives**, Nashville, v. 14, n. 4, p. 141-164, Autumn. 2000.

MARRI, I. G.; WAJNMAN, S. Esposas como principais provedoras de renda familiar. **Revista Brasileira de Estudos Populacionais**, São Paulo, v. 24, n. 1, p.19-35, Jan./Jun. 2007.

MARTINS, C. F. N. *et al.* Sífilis congênita, gêmeos natimortos, retenção placentária culminando em histerectomia: relato de caso. **DST: Jornal Brasileiro de Doenças Sexualmente Transmissíveis**, Rio de Janeiro, v. 19, n. 3-4, p. 177-179, 2007.

MCCLURE, E. M. *et al.* The global network: a prospective study of stillbirths in developing countries. **American Journal of Obstetrics & Gynecology**, Saint Louis, v. 197, n. 3, p. 247e1- 247e5, Sep. 2007.

MCDOUGALL, J.; DEWIT, J. D.; EBANKS, E. G. Parental preferences for sex of children in Canada. **Sex Roles: A Journal of Research**, New York, v. 41, n. 7/8, p. 615-626, Oct. 1999.

MEDEIROS, M.; OSÓRIO, G. O. Mudanças na composição dos arranjos domiciliares no Brasil – 1978 a 1998. **Revista Brasileira de Estudos de População**, Rio de Janeiro, v.17, n. 1/2, p. 67-85, jan./dez. 2000.

MINNESOTA POPULATION CENTER. **Integrated public use microdata series** – International: version 3.0. Minneapolis: University of Minnesota, 2007.

MOFFITT, R. **Remarks on the analysis of casual relationships in population research**. Baltimore: Johns Hopkins University, 2003.

OBI-OSIUS, N. Twin frequency and industrial pollution in different regions of Hesse, Germany. **Occupational Environmental Medicine**, England, v. 61, n. 6, p.482-487, Jun. 2004.

PANDE, R.; MALHOTRA, A. **Son preference and daughter neglect in India: What happens to living girls?**. Washington, D.C.: International Center for Research on Women, 2006. 6 p.

PAPAPETROU, E. Does female employment affect fertility? Evidence from the United Kingdom. **The Social Science Journal**, Colorado, v. 41, n. 2, p. 235-249, Apr. 2004.

PARAZZANI, F. *et al.* Risk Factors for Spontaneous Abortion. **International Journal of Epidemiology**, England, v. 20, n. 1, p. 157-161, Mar. 1991.

PASTORE, M. L.; HERTZ-PICCIOTTO, I.; BEAUMONT, J. J. Risk of stillbirth from occupational and residential exposures. **Occupational and Environmental Medicine**, England, v. 54, n. 7, p. 511-518, Jan. 1997.

PAZELLO, E. T.; FERNANDES, R. A maternidade e a mulher no mercado de trabalho: diferença de comportamento entre mulheres que têm e mulheres que não têm filhos. In: ENCONTRO DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA, 31., 2004, Joao Pessoa. **Anais...** João Pessoa: Anpec, 2004.

PAZELLO, E. T. A maternidade afeta o engajamento da mulher no mercado de trabalho? Um estudo utilizando o nascimento de gêmeos como um experimento natural. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 36, n. 3, p.507-538, jul./set. 2006.

PENCAVEL, J. Labor supply of men: a survey. In: ASHENFELTER, O. & LAYARD, R. (Orgs.) **Handbook of labor economics**, Amsterdam: North Holland, 1986. v. 1.

PITANGUY, J.; MIRANDA, D. As mulheres e os direitos humanos. In: FUNDAÇÃO FORD. **O Progresso das mulheres no Brasil**. Brasília: UNIFEM, 2006.

PISON G.; COUVERT, N. The frequency of twin births in France. The triple influence of biology, medicine and family behaviour. **Population**, Paris, v. 59, n.6, p.765-794, Nov./Dez. 2004.

RASCH, V. Cigarette, alcohol, and caffeine consumption: risk factors for spontaneous abortion. **Acta Obstetrica et Gynecologica Scandinavica**, Stockholm, v. 82, n. 2, p. 182-188, Mar. 2003.

RIOS-NETO, E. L. G. O impacto das crianças sobre a participação feminina na PEA: o caso das mulheres casadas urbanas. In: ENCONTRO DA ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 10., 1996, Belo Horizonte. **Anais...** Belo Horizonte: ABEP, 1996. v.1, p. 517-534.

RIOS-NETO, E. L. G.; BATISTA, D. B. D. A. Segregação ocupacional entre solteiras e casadas: o possível impacto da licença maternidade. In: ENCONTRO DA ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 11., Belo Horizonte. **Anais...** Belo Horizonte: ABEP, 1998. p. 2663-2686.

RIOS-NETO, E. L. G.; WAJMANN, S. Participação feminina na população economicamente ativa no Brasil: alternativas para projeções de níveis e padrões. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 24, n. 2, p. 203-234, Maio. 1994.

ROCHEBROCHARD, E. & THONNEAU, P. Paternal age and maternal age are risk factors for miscarriage; results of a multicentre european study. **Human Reproduction**, Oxford, v. 17, n. 6, p. 1649-1656, Jun. 2002.

ROSENBAUM, P. R.; RUBIN, D. B. The central role of propensity score in observational studies for causal effects. **Biometrika**, London, v. 70, n.1, p. 41-55, Apr. 1983.

ROSENZWEIG, M.; WOLPIN, k. Natural 'natural experiments' in economics. **Journal of Economic Literature**, Nashville, v. 38, n. 4, p. 827-874, Dec. 2000.

ROSENZWEIG, M.; WOLPIN, k. Testing the quantity-quality fertility model: the use of twins as a natural experiment. **Econometrica**, Chicago, v.48, n. 1, p. 227-240, Jan. 1980.

SANTOS, A. L. dos; MORETTO, A. **Desemprego e participação feminina no mercado de trabalho**: um estudo exploratório sobre os anos 90. Pesquisa: Mercado de trabalho, políticas públicas de emprego e renda, e o futuro do emprego no estado de São Paulo. Secretaria do Emprego e Relações de Trabalho do Estado de São Paulo; Fundação Economia de Campinas: Campinas. 2001.

SCHOEPS, D. *et al.* Fatores de risco para mortalidade neonatal precoce. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v. 41, n. 6, p. 1013-1022, dez. 2007.

SCHRAMM, J. M. de A.; SZWARCOWALD, C. L. Diferenciais nas taxas de mortalidade neonatal e natimortalidade hospitalares no Brasil: um estudo com base no Sistema de Informações Hospitalares do Sistema Único de Saúde (SIH/SUS). **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 16, n. 4, p. 1031-1040, out./dez. 2000.

SCORZAFAVE, L. G. **A evolução e os determinantes da participação feminina no mercado de trabalho brasileiro**. 2001. 65 f. Dissertação (Mestrado em Economia) - Instituto de Pesquisas Econômicas da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2001.

SEDLACEK, G. L.; SANTOS, E. C. **A mulher cônjuge no mercado de trabalho como estratégia de geração de renda familiar**. Rio de Janeiro: IPEA, 1991. 24 f. (Texto para discussão, 209).

SHANK, S. E. **Women and the labor market**: the link grows stronger. *Monthly Labor Review*, Washington, v. 111, p. 3-8, Mar. 1988.

SILVA, R. S.; VIEIRA, E. M. Frequency and characteristics of induced abortion among married and single women in São Paulo, Brazil. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 25, n. 1, p. 179-187, Jan. 2009.

SMITH, H. L. Matching with multiple controls to estimate treatment effects in observational studies. **Sociological Methodology**, Oxford, v. 27, p. 325–53. 1997.

SOARES, S.; IZAKI, R. S. **A participação feminina no mercado de trabalho**. Rio de Janeiro: IPEA, 2002. 27f. (Texto para Discussão, 923).

SORJ, B. Trabalho remunerado e trabalho não-remunerado. In: OLIVEIRA, S. de; RECAMÁN, M.; VENTURI, G. A. **Mulher brasileira nos espaços público e privado**. São Paulo: Fundação Perseu Abramo, 2004. p.107-119

SOUTO-MAIOR, H. P. Mulher, família e trabalho no nordeste (1970-1987): o que dizem os dados publicados dos censos demográficos e pnads. In: ENCONTRO DA ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 7., 1990, Caxambú. **Anais...** Caxambú: ABEP, 1990. v.1, p. 175-208.

SOUZA, L. R.; RIOS-NETO, E. L. G.; QUEIROZ, B. L. O efeito de filhos sobre a oferta de trabalho dos pais sob uma perspectiva de gênero. In: ENCONTRO DA ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 16., 2008, Caxambú. **Anais...** Caxambú: ABEP, 2008.

SURKAN, P. J. Events after stillbirth in relation to maternal depressive symptoms: a brief report. **Birth**, Berkeley, v. 35, n. 2, p. 153-157. Jun. 2008.

TOULEMON, L.; RÉGNIER-LOILIER, A. **social differences in sex preferences for children in France**. [S.l.]:[S.n.], 2006. (Paper abstract and poster for 2007 PAA)

VERONA, A. P. de A. **A relação entre fecundidade e educação dos filhos: um experimento natural utilizando dados de gêmeos**. 2004. 99 f. Dissertação (Mestrado em Demografia) - Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2004.

WAJNMAN, S.; QUEIROZ B.; LIBERATO, V. O crescimento da atividade feminina nos anos noventa no Brasil. In: ENCONTRO DA ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 11., 1998, Caxambú. **Anais...** Caxambú: ABEP, 1998.

WANG, J. X.; NORMAN, R. J.; WILCOX, A. J. Incidence of spontaneous abortion among pregnancies produced by assisted reproductive technology. **Human Reproduction**, Oxford, v. 19, n. 2, p. 272-277, Feb. 2004.

WILLIAMSON, N. E. Parental sex preferences and sex selection. In: BENNETT, Neil G. **Sex Selection of Children**. New York: New York Academic, 1983. p. 129-145.

WISBORG, K. Maternal consumption of coffee during pregnancy and stillbirth and infant death in first year of life: prospective study. **British Medical Journal**, London, v. 326, n. 420, Feb. 2003.

WOLFF, J. R.; NIELSON, P. E.; SCHILLER, P. The emotional reaction to a stillbirth. **American Journal of Obstetrics & Gynecology**, Saint Louis, v.108, p.73-7, Sep. 1970.

WONGBOONSIN, K.; RUFFOLO, V. P. Sex preference for children in thailand and some other south-east Asian countries. **Asia-Pacific Population Journal**, Bangkok, v. 10, n. 3, p. 43-62, Sep. 1995.

WORLD HEALTH ORGANIZATION. **Neonatal and perinatal mortality: country, regional and global estimates**. Geneva: World Health Organization, 2006. Disponível em: <http://libdoc.who.int/publications/2006/9241563206_eng.pdf>. Acesso em: 18 maio 2009.

YAMAMURA, E. **Effects of sex preference and social pressure on fertility in changing Japanese families**. Germany: University Library of Munich, 2009. (MPRA Paper, 14647).

10 ANEXOS

ANEXO 1 Natimortos: A estimação e qualidade dos escores de propensão ao grupo de tratamento

A TAB. A1.1 apresenta os resultados dos modelos logitos utilizados na estimação dos escores de propensão, considerando cada uma das amostras de interesse para a década de 1990. Na verdade, devido ao seu tamanho, essa tabela foi dividida em duas, sendo que a primeira parte mostra as variáveis que entraram na estimação do escore de propensão para cada amostra de mulheres (TAB. A1.1.1) e a segunda mostra as interações entre essas variáveis que também foram inseridas aos modelos (TAB. A1.1.2). As variáveis mais relevantes para explicar a probabilidade de ocorrência de natimortos variam dependendo da amostra de mulheres analisada, mas de uma maneira geral, aquelas relacionadas à renda e ao local de residência merecem destaque.

Quanto às interações adicionadas aos modelos, como mencionado anteriormente, elas foram necessárias para que as amostras de tratadas e controles fossem balanceadas, ou seja, para que a distribuição das características que determinam o escore fosse a mesma em ambas as amostras (Pazello, 2004).

TABELA A1.1.1

Estimação do modelo Logit para a probabilidade de ter experimentado o evento natimorto - Mulheres de 15 a 49 anos - Brasil - Década de 1990

(continua)

Variáveis	Amostras de mulheres							
	De 15 a 49 anos				De 15 a 39 anos	De 40 a 49 anos		
	Todas		Unidas					
<i>Características demográficas</i>								
Família nuclear	1.062***	(0.17)	-	-	-	-	1.349***	0.237
Branças	-0.202*	(0.10)	-	-	-0.134	(0.13)	-0.162	0.163
Idade	-0.023	(0.02)	-0.056**	(0.03)	0.009	(0.09)	-0.242	(0.49)
Idade ao quadrado	0.001***	(0.00)	0.002***	(0.00)	0.001	(0.00)	0.004	(0.01)
Anos de estudo	-0.036	(0.04)	0.027	(0.04)	0.162	(0.20)	0.032	(0.17)
<i>Local de residência</i>								
Área urbana	0.256***	(0.09)	0.231**	(0.10)	0.401***	(0.12)	0.013	(0.17)
Área metropolitana	0.002	(0.06)	0.02	(0.07)	-0.176**	(0.08)	0.193**	(0.09)
Região Norte			0.454***	(0.15)				
Região Nordeste	-0.303***	(0.08)			-0.399**	(0.18)	-0.216**	(0.11)
Região Centro-oeste			0.101	(0.15)	-0.653**	(0.28)	0.323**	(0.13)
Região Sul	-0.368***	(0.13)	-0.437*	(0.25)	-1.417***	(0.39)		
Região Sudeste	-0.345**	(0.14)	0.214	(0.23)				
<i>Renda</i>								
Renda do não trabalho	-	-	-0.001***	(0.00)	-0.001**	(0.00)	0	(0.00)
1º decil de renda	0.840***	(0.22)	0.772***	(0.26)	-0.460*	(0.26)	1.304***	(0.30)
2º decil de renda	0.655***	(0.23)	0.584**	(0.27)	-0.087	(0.25)	1.114***	(0.36)
3º decil de renda	0.531***	(0.18)	0.686***	(0.25)	0.037	(0.30)	1.354***	(0.37)
4º decil de renda	0.551**	(0.22)	0.578**	(0.25)	-0.252	(0.32)	1.458***	(0.41)
5º decil de renda	0.267	(0.18)	0.218	(0.19)	-0.26	(0.24)	1.359***	(0.44)
6º decil de renda	0.664*	(0.36)	0.217	(0.38)	-0.145	(0.23)	1.339***	(0.49)
7º decil de renda	0.232	(0.17)	0.174	(0.18)	0.058	(0.23)	1.396**	(0.56)
8º decil de renda	-0.121	(0.18)	-0.141	(0.18)	-0.255	(0.24)	1.294**	(0.62)
9º decil de renda	2.068***	(0.59)	-0.177	(0.18)	0.065	(0.22)	1.180*	(0.69)
<i>Infra-estrutura domiciliar</i>								
Rede geral de abast. de água	-0.205*	(0.12)	-0.059	(0.14)	-0.25	(0.16)	-0.219	(0.19)
Ao menos, um banheiro	-0.413**	(0.16)	-0.334*	(0.20)	-0.766***	(0.21)	-0.28	(0.23)
Serviço de coleta de lixo	-0.137	(0.11)	-0.242**	(0.12)	-0.149	(0.14)	-0.208	(0.16)
Iluminação elétrica	-0.027	(0.12)	-0.132	(0.13)	-0.023	(0.16)	0.373	(0.27)
<i>Identificadora do ano da pesquisa</i>								
Ano 1992	0.346	(0.21)	0.057	(0.18)	0.339**	(0.14)	0.518*	(0.28)
Ano 1993	0.013	(0.23)	-0.15	(0.18)	-0.644*	(0.34)	0.503	(0.31)
Ano 1995	-0.061	(0.23)	-0.019	(0.17)	-0.258	(0.31)	0.097	(0.34)
Ano 1996	0.485***	(0.18)	0.046	(0.17)	0.554**	(0.26)	0.208	(0.31)
Ano 1997	-0.009	(0.14)	-0.029	(0.17)	0.132	(0.22)	-0.01	(0.19)
Ano 1998	0.009	(0.22)	-0.132	(0.18)	-0.018	(0.23)	0.182	(0.31)

Fonte: IBGE/Pnads 1992 a 1999.

Notas: Erros-padrão robustos entre parênteses; * significativo a 10%; ** significativo a 5%; *** significativo a 1%.

TABELA A1.1.2

Estimação do modelo Logit para a probabilidade de ter experimentado o evento natimorto - Mulheres de 15 a 49 anos - Brasil - Década de 1990

Variáveis	(fim)							
	Amostras de mulheres							
	De 15 a 49 anos		De 15 a 39 anos	De 40 a 49 anos				
Todas	Unidas							
<i>Interações</i>								
Cor * Anos de estudo	-0.023	(0.01)	-0.061***	(0.01)	-0.03	(0.02)	-0.009	(0.02)
Cor * Renda do não trabalho	-	-	0	(0.00)	-	-	-	-
Cor * Região	-	-	-	-	-	-	-0.002	(0.06)
Cor * 1º decil de renda	0.264*	(0.15)	0.113	(0.16)	-	-	-0.125	(0.22)
Cor * 2º decil de renda	0.056	(0.18)	0.008	(0.20)	-	-	-	-
Idade * Anos de estudo	0	(0.00)	-0.002**	(0.00)	-0.016	(0.01)	-0.002	(0.00)
Idade * Região	0	(0.00)	0.001	(0.00)	-0.002	(0.00)	-	-
Idade * 6º decil de renda	-0.013	(0.01)	-0.003	(0.01)	-	-	-	-
Idade * 9º decil de renda	-0.061***	(0.01)	-	-	-	-	-	-
Anos de estudo * Renda do não trabalho	-	-	0.000***	(0.00)	0.000*	(0.00)	-	-
Anos de estudo * 1º decil de renda	-0.128***	(0.03)	-0.089***	(0.03)	-	-	-	-
Anos de estudo * 2º decil de renda	-0.018	(0.03)	-0.029	(0.04)	-	-	0.027	(0.05)
Anos de estudo * 3º decil de renda	-	-	-0.060**	(0.03)	-0.060*	(0.03)	0.02	(0.04)
Anos de estudo * 4º decil de renda	-0.034	(0.03)	-0.068**	(0.03)	-0.005	(0.04)	0.003	(0.04)
Anos de estudo * 9º decil de renda	0.006	(0.03)	-	-	-	-	-	-
Anos de estudo * Idade ao quadrado	-	-	-	-	0	(0.00)	-	-
Anos de estudo * Família nuclear	-0.025	(0.02)	-	-	-	-	-0.054**	(0.02)
Anos de estudo * Urbano	-	-	-	-	-	-	0.022	(0.04)
Anos de estudo * Região	-	-	0	(0.01)	-	-	-	-
Anos de estudo * Ano 1992	0.029	(0.02)	0.031	(0.03)	-	-	-	-
Anos de estudo * Ano 1993	0.02	(0.02)	0.028	(0.03)	0.007	(0.03)	-0.008	(0.04)
Anos de estudo * Ano 1995	0.019	(0.02)	0.001	(0.03)	-0.012	(0.03)	0.008	(0.04)
Anos de estudo * Ano 1996	-	-	0.014	(0.03)	-0.038	(0.03)	0.025	(0.03)
Anos de estudo * Ano 1997	0.012	0.021	0.016	(0.03)	0.003	0.029	-0.015	(0.04)
Anos de estudo * Ano 1998	0.019	(0.02)	0.001	(0.03)	-0.006	(0.03)	0.022	(0.03)
Família nuclear * Ano 1992	-0.197	(0.21)	-	-	-	-	-0.357	(0.31)
Família nuclear * Ano 1993	-0.039	(0.22)	-	-	0.872***	(0.30)	-0.769**	(0.31)
Família nuclear * Ano 1995	-0.026	(0.22)	-	-	0.602**	(0.27)	-0.4	(0.33)
Família nuclear * Ano 1996	-0.366*	(0.20)	-	-	-0.028	(0.22)	-0.314	(0.30)
Família nuclear * Ano 1998	-0.229	(0.21)	-	-	-	-	-0.474	(0.29)
Família nuclear * Região	-0.092**	(0.05)	-	-	0.124**	(0.05)	-0.056	(0.06)
Rede geral de abast. de água * Região	0.043	(0.05)	0.001	(0.06)	0.043	(0.07)	0.079	(0.08)
Ao menos, um banheiro * Região	0.008	(0.07)	0.013	(0.09)	0.142	(0.10)	-0.018	(0.08)
Serviço de coleta de lixo * Região	0.007	(0.05)	0.062	(0.06)	0.052	(0.07)	-0.009	(0.07)
Renda do não trabalho * Região	0.000	(0.00)	-	-	-	-	-	-
Renda do não trabalho * Família nuclear	0.000	(0.00)	-	-	-	-	-	-
Iluminação elétrica * Decis de renda	-	-	-	-	-	-	-0.189***	(0.07)
<i>Constante</i>	-4.967***	(0.46)	-3.922***	(0.51)	-3.957***	(1.21)	-1.042	(11.07)
Pseudo R ²	0.0748		0.0733		0.0426		0.0724	
<i>Observações</i>	112,072		81,590		88,439		23,633	

Fonte: IBGE/Pnads 1992 a 1999.

Notas: Erros-padrão robustos entre parênteses; * significativo a 10%; ** significativo a 5%; *** significativo a 1%.

Na TAB. A1.2, temos os resultados dos modelos Logit utilizados na estimação dos escores de propensão, para as quatro amostras de interesse na década de 2000. Da mesma forma que a tabela anterior, por ser uma tabela grande, ela foi dividida em duas, sendo que na TAB. A1.2.1 constam as variáveis que entraram nos modelos de cada amostra, e na TAB. A1.2.2 estão as interações entre essas variáveis que foram inseridas aos modelos. Nessa década, entre as variáveis mais relevantes para explicar a probabilidade de ocorrência de natimortos estão

aquelas relacionadas a características demográficas, ao local de residência e às características de infra-estrutura domiciliares. Novamente, as interações foram inseridas aos modelos com o objetivo de atender à propriedade de balanceamento do escore de propensão.

TABELA A1.2.1

Estimação do modelo Logit para a probabilidade de ter experimentado o evento natimorto - Mulheres de 15 a 49 anos - Brasil - Década de 2000

(continua)

Variáveis	Amostras de mulheres							
	De 15 a 49 anos				De 15 a 39 anos	De 40 a 49 anos		
	Todas		Unidas					
<i>Características demográficas</i>								
Branças	-0.351**	(0.17)	-0.353*	(0.18)	-0.356	(0.26)	-0.385*	0.223
Idade	-0.032	(0.02)	-0.038	(0.03)	-0.013	(0.06)	-0.29	(0.42)
Idade ao quadrado	0.002***	(0.00)	0.002***	(0.00)	0.001	(0.00)	0.004	(0.01)
Anos de estudo	-0.024	(0.03)	-0.016	(0.04)	0.075	(0.05)	-0.118	(0.15)
<i>Local de residência</i>								
Área urbana	0.305***	(0.10)	0.377***	(0.11)	0.456***	(0.15)	0.156	(0.14)
Área metropolitana	-0.179***	(0.06)	0.086	(0.24)	-0.146*	(0.08)	-0.211***	(0.08)
Região Norte								
Região Nordeste	-0.369***	(0.07)	-0.574***	(0.12)	-0.173*	(0.09)	-0.547***	(0.09)
Região Centro-oeste								
Região Sul	-0.558***	(0.12)	-0.576***	(0.14)	-0.530***	(0.18)	-0.583***	(0.16)
Região Sudeste	-0.589***	(0.12)	-0.530***	(0.14)	-0.595***	(0.18)	-0.610***	(0.17)
<i>Renda</i>								
Renda do não trabalho	0	(0.00)	0	(0.00)	0	(0.00)	0	(0.00)
1º decil de renda	-0.936***	(0.36)	-0.156	(0.42)	-2.052***	(0.57)	-0.325	(1.61)
2º decil de renda	0.769***	(0.26)	0.718**	(0.29)	0.169	(0.41)	1.073***	(0.34)
3º decil de renda	0.567**	(0.22)	0.674***	(0.24)	0.094	(0.34)	0.858***	(0.30)
4º decil de renda	0.677***	(0.25)	0.887***	(0.28)	-0.077	(0.42)	1.015***	(0.33)
5º decil de renda	0.29	(0.22)	0.319	(0.24)	0.008	(0.34)	0.43	(0.30)
6º decil de renda	0.775*	(0.41)	0.639	(0.44)	0.256	(0.68)	3.671**	(1.81)
7º decil de renda	-14.989***	(0.33)	0.178	(0.26)	-14.410***	(0.54)	-0.05	(0.42)
8º decil de renda	0.132	(0.23)	0.089	(0.25)	-0.018	(0.35)	0.211	(0.32)
9º decil de renda	-0.598*	(0.36)	-0.471	(0.38)	-2.113***	(0.75)	-0.062	(0.44)
<i>Infra-estrutura domiciliar</i>								
Rede geral de abast. de água	0.014	(0.13)	-0.015	(0.14)	-0.067	(0.19)	0.090	(0.17)
Ao menos, um banheiro	-0.471**	(0.20)	-0.532**	(0.22)	-0.639*	(0.37)	-0.256	(0.16)
Serviço de coleta de lixo	-0.275**	(0.12)	-0.226*	(0.13)	-0.138	(0.19)	-0.380**	(0.15)
Iluminação elétrica	-0.313**	(0.16)	-0.413**	(0.17)	-0.175	(0.44)	0.231	(0.28)
<i>Identificadora do ano da pesquisa</i>								
Ano 2001	-0.856***	(0.20)	-0.199	(0.18)	-0.923***	(0.34)	-0.728***	(0.26)
Ano 2002	-0.844***	(0.21)	-0.205	(0.18)	-1.171***	(0.37)	-0.676***	(0.25)
Ano 2003	-0.791***	(0.18)	-0.11	(0.18)	-1.248***	(0.33)	0.034	(0.13)
Ano 2004	-0.812***	(0.20)	-0.734*	(0.42)	-0.619*	(0.34)	-0.948***	(0.25)
Ano 2005	-0.481***	(0.18)	-0.224	(0.18)	-0.525*	(0.31)	-0.436*	(0.23)
Ano 2006	-0.321**	(0.15)	-0.248	(0.18)	-0.362	(0.26)	-0.281	(0.18)

Fonte: IBGE/Pnads 2001 a 2007.

Notas: Erros-padrão robustos entre parênteses; * significativo a 10%; ** significativo a 5%; *** significativo a 1%.

TABELA A1.2.2

Estimação do modelo Logit para a probabilidade de ter experimentado o evento natimorto - Mulheres de 15 a 49 anos - Brasil - Década de 2000

Variáveis	(fim)							
	Amostras de mulheres							
	De 15 a 49 anos		De 15 a 39 anos		De 40 a 49 anos			
	Todas	Unidas						
<i>Interações</i>								
Cor * Anos de estudo	0.014	(0.01)	0.014	(0.01)	0.017	(0.02)	0.017	(0.02)
Cor * 1º decil de renda	0.013	(0.19)	0.107	(0.23)	0.208	(0.28)	-0.175	(0.27)
Cor * 2º decil de renda	0.149	(0.18)	0.164	(0.21)	0.278	(0.26)	0.002	(0.24)
Cor * Decis de renda	0.017	(0.03)	0.014	(0.03)	-0.001	(0.04)	0.031	(0.04)
Idade * Anos de estudo	-0.002***	(0.00)	-0.002***	(0.00)	-0.006***	(0.00)	0.003	(0.00)
Idade * Região	-0.003*	(0.00)	-0.003	(0.00)	0.003	(0.00)	-0.002	(0.00)
Idade * 1º decil de renda	0.034***	(0.01)	0.020**	(0.01)	0.055***	(0.02)	0.028	(0.04)
Idade * 6º decil de renda	-0.013	(0.01)	-0.01	(0.01)	-0.007	(0.02)	-0.073*	(0.04)
Idade * Ano 2004	-	-	0.01	(0.01)	-	-	-	-
Anos de estudo * 2º decil de renda	-0.047**	(0.02)	-0.026	(0.03)	-0.044	(0.03)	-0.025	(0.03)
Anos de estudo * 4º decil de renda	-0.018	(0.02)	-0.050**	(0.02)	0.018	(0.03)	-0.02	(0.03)
Anos de estudo * 9º decil de renda	0.071***	(0.03)	0.051*	(0.03)	0.199***	(0.06)	0.012	(0.03)
Anos de estudo * Ano 2001	0.026	(0.02)	0.018	(0.03)	0.027	(0.03)	0.012	(0.03)
Anos de estudo * Ano 2002	0.031	(0.02)	0.025	(0.03)	0.021	(0.03)	0.044	(0.03)
Anos de estudo * Ano 2004	0.035*	(0.02)	0.028	(0.02)	-0.001	(0.03)	0.070***	(0.03)
Anos de estudo * Ano 2005	0.033*	0.018	0.024	(0.02)	0.038	0.029	0.032	(0.03)
Anos de estudo * Ano 2006	0.051***	0.018	0.043**	(0.02)	0.055*	0.028	0.044*	(0.03)
Anos de estudo * Ano	-	-	0.003	(0.01)	-	-	-	-
Família nuclear * Ano 2001	0.876***	(0.18)	-	-	0.918***	(0.27)	0.788***	(0.23)
Família nuclear * Ano 2002	0.852***	(0.17)	-	-	1.168***	(0.31)	0.667***	(0.22)
Família nuclear * Ano 2003	0.890***	(0.18)	-	-	1.172***	(0.32)	-	-
Família nuclear * Ano 2004	0.604***	(0.17)	-	-	0.518*	(0.27)	0.672***	(0.22)
Família nuclear * Ano 2005	0.382***	(0.15)	-	-	0.3	(0.23)	0.410**	(0.19)
Família nuclear * Região	15.079	(0.00)	-	-	-	-	-	-
Família nuclear * 7º decil de renda	0.132	(0.27)	-	-	-0.224	(0.44)	0.271	(0.34)
Rede geral de abast. de água * Região	-0.081	(0.06)	-0.073	(0.06)	-0.104	(0.08)	-0.05	(0.08)
Rede geral de abast. de água * Região Nordeste	-	-	0.217	(0.14)	-	-	-	-
Ao menos, um banheiro * Região	0.108	(0.09)	0.117	(0.09)	0.181	(0.18)	0.097	(0.07)
Serviço de coleta de lixo * Região	0.108*	(0.06)	0.085	(0.06)	0.104	(0.09)	-	-
Iluminação elétrica * Decis de renda	-	-	-	-	-0.221	(0.19)	-	-
Iluminação elétrica * 7º decil de renda	-	-	-	-	14.761	(0.00)	-	-
Iluminação elétrica * Anos de estudo	-	-	-	-	-	-	-0.127*	(0.07)
Ano 2003 * 1º decil de renda	0.513***	(0.19)	0.390*	(0.22)	0.671**	(0.27)	0.264	(0.25)
Renda do não trabalho * 1º decil de renda	0.001	(0.00)	0	(0.00)	0.001	(0.00)	0	(0.00)
Região metropolitana * Idade	-	-	-0.008	(0.01)	-	-	-	-
Região metropolitana * 7º decil de renda	-	-	0.155	(0.19)	-	-	-	-
Região Sul * 7º decil de renda	-	-	-0.196	(0.24)	-	-	-	-
<i>Constante</i>	-3.938***	(0.54)	-3.735***	(0.60)	-3.940***	(0.95)	1.622	(9.38)
Pseudo R ²	0.0800		0.0760		0.0437		0.0677	
Observações	159,311		112,159		117,355		41,956	

Fonte: IBGE/Pnads 2001 a 2007.

Notas: Erros-padrão robustos entre parênteses; * significativo a 10%; ** significativo a 5%; *** significativo a 1%.

As FIGs. A1.1 e A1.2 comparam (para as décadas de 1990 e 2000, respectivamente), a função de densidade do escore de propensão (ou seja, da probabilidade de ocorrência de natimorto) das mulheres controles à das tratadas, dentro de cada uma das amostras selecionadas. Observando os oito gráficos, percebemos, primeiramente, que a probabilidade de ocorrência de natimortos é, de fato, baixa: a grande maioria das mulheres (tanto controles, quanto tratadas), ressaltadas as diferenças entre as amostras, apresenta valores de escores de

propensão compreendidos no intervalo $[0, 0.10]$ ⁵⁰. Além disso, verificamos que a função de densidade das mulheres-tratadas sempre aparece deslocada para a direita em relação à das mulheres-controles; mostrando que essas apresentam, como esperado, uma menor probabilidade de ter um natimorto em relação às tratadas.

⁵⁰ Inclusive, pelo fato dos escores de propensão estarem concentrados em um intervalo de valores pequeno – o que significa que as diferenças entre os escores podem não se dar nas primeiras casas decimais – é que tentamos definir uma distância ainda menor que 0.0001 entre os escores dos pares de mulheres tratadas e controles. Por isso, utilizamos também a distância 0.00001.

FIGURA A1.1

**Distribuição da probabilidade de ter experimentado o evento natimorto -
Mulheres de 15 a 49 anos - Brasil - Década de 1990**

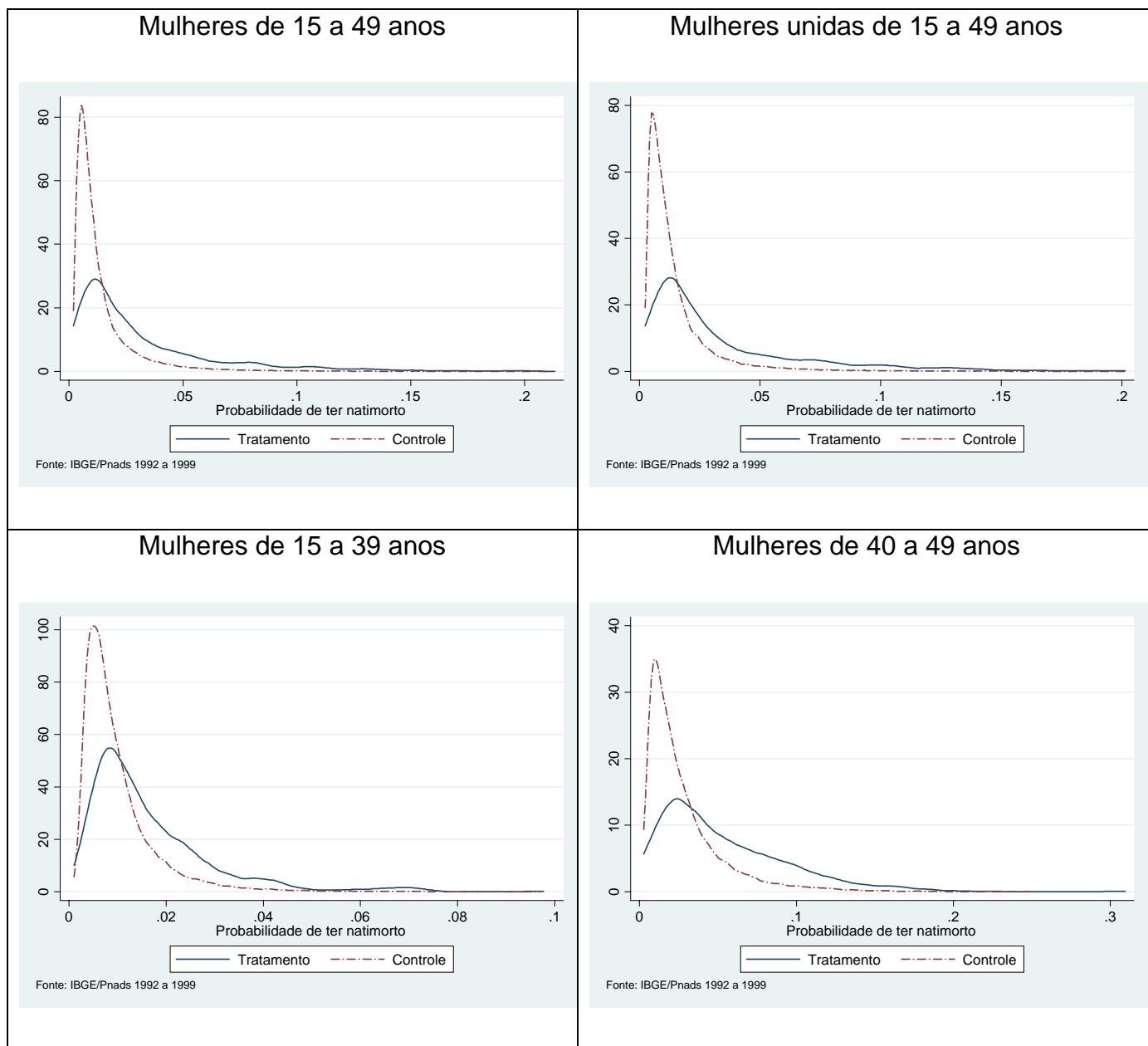
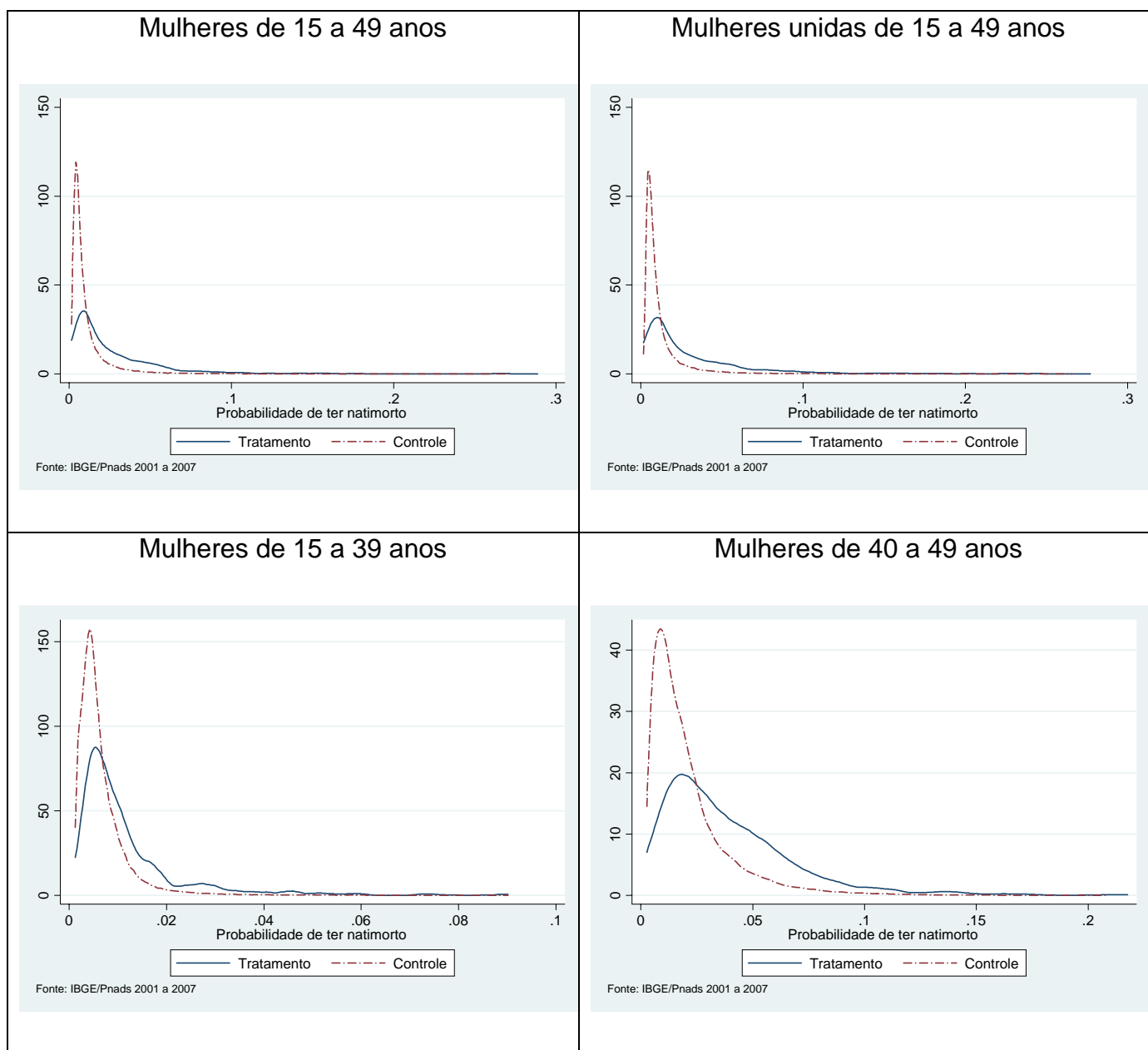


FIGURA A1.2

**Distribuição da probabilidade de ter experimentado o evento natimorto -
Mulheres de 15 a 49 anos - Brasil - Década de 2000**



A fim de verificar a qualidade dos escores de propensão estimados, apresentamos as FIGs. A1.3 e A1.4. Nelas, plotamos (para as décadas de 1990 e 2000, respectivamente) a renda do não-trabalho da mulher⁵¹ segundo o escore de propensão para as tratadas e as controles. Dado que a maior probabilidade de

⁵¹ A renda do não-trabalho é a renda familiar subtraída do rendimento da própria mulher e foi deflacionada para Reais do ano 2001.

ocorrência de natimortos está associada a piores condições de vida, esperamos que essa renda decresça com o aumento do escore de propensão. E, além disso, quanto maior a justaposição entre as curvas de tratadas e controles, melhor a qualidade do escore. A análise dos gráficos das FIGs. A1.3 e A1.4 mostra que as curvas de distribuição da renda do não-trabalho segundo o escore de propensão apresentam o comportamento esperado, no sentido de que tanto tratadas como controles possuem curvas bastante semelhantes e que indicam uma associação negativa entre renda e probabilidade de ocorrência de natimortos.

FIGURA A1.3

**Distribuição da renda do não trabalho segundo o escore de propensão -
Mulheres de 15 a 49 anos - Brasil – Década de 1990**

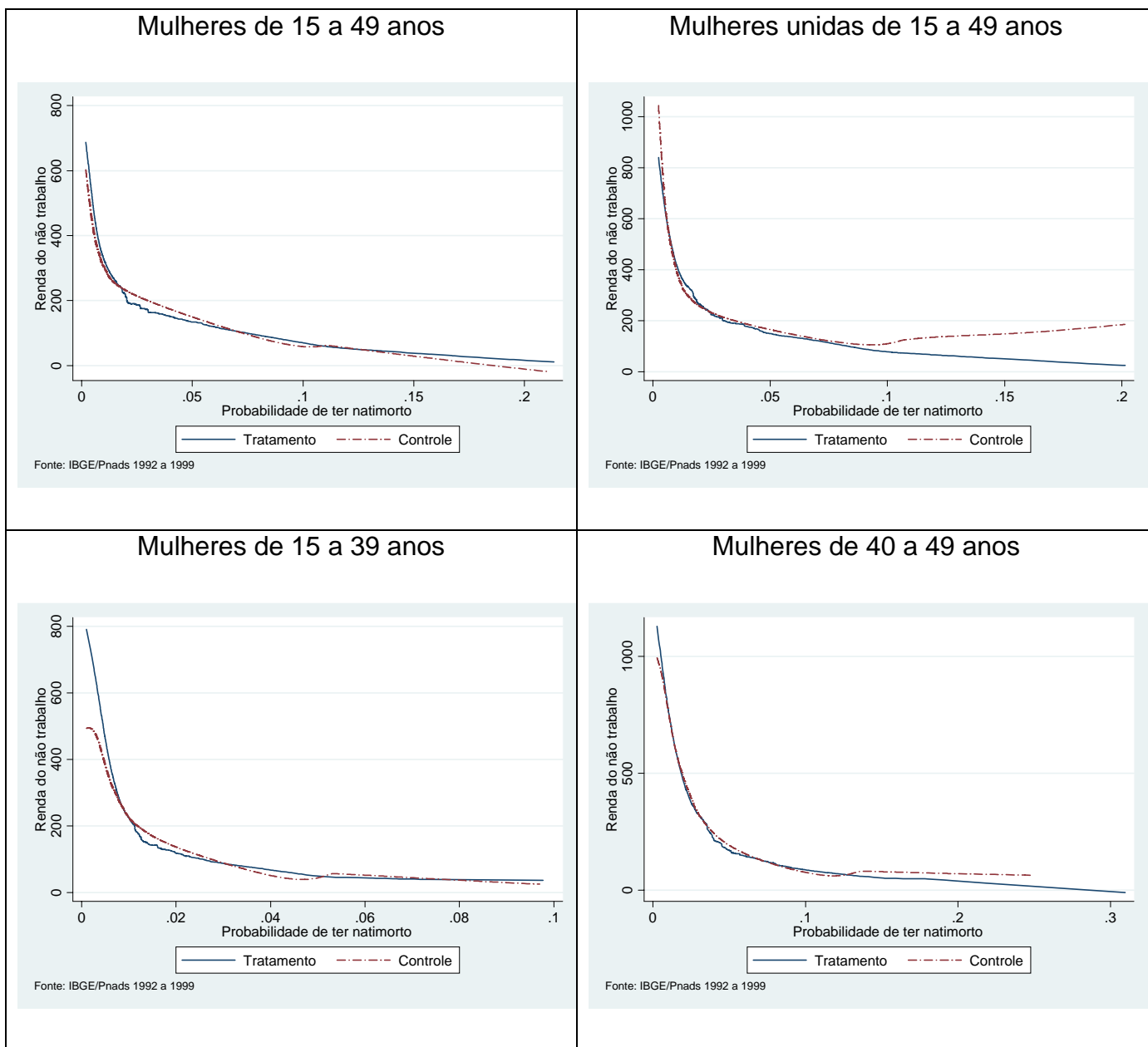
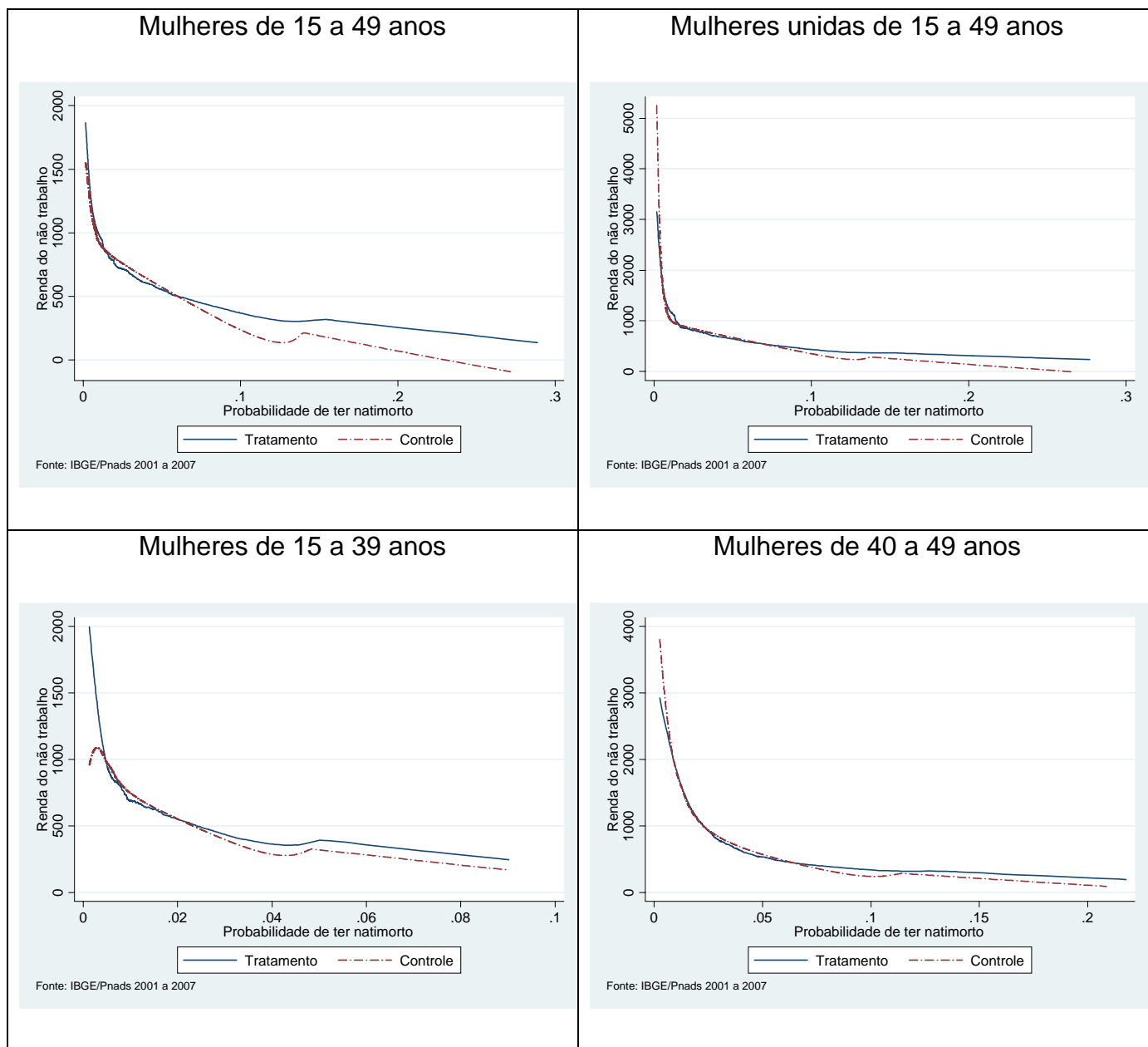


FIGURA A1.4

**Distribuição da renda do não trabalho segundo o escore de propensão -
Mulheres de 15 a 49 anos - Brasil – Década de 2000**



Os pareamentos

De posse dos escores de propensão estimados para cada mulher, é necessário utilizar alguma técnica de pareamento que defina a(s) mulher(es) que serve(m) de controle(s) para cada mulher do grupo-tratamento. Nesse capítulo, como já mencionado, selecionamos o pareamento pelo método do vizinho mais próximo.

Para verificar a sensibilidade dessa técnica, realizamos 6 pareamentos em cada amostra de mulheres nas duas décadas. Na TAB. A1.3, estão as médias das covariáveis – incluídas na estimação dos escores de propensão – antes e depois do pareamento (com apenas um vizinho) entre tratadas e controles, apenas para as mulheres de 15 a 49 anos nas décadas de 1990 e 2000.

TABELA A1.3

Diferenças de médias das covariáveis entre os grupos tratamento e controle antes e depois do pareamento (com um vizinho) - Mulheres de 15 a 49 anos - Brasil - Décadas de 1990 e 2000

Variáveis	Década de 1990						Década de 2000					
	Antes			Depois			Antes			Depois		
	T ¹	C ²	Dif ³	T ¹	C ²	Dif ³	T ¹	C ²	Dif ³	T ¹	C ²	Dif ³
<i>Características demográficas</i>												
Branças	44.80	57.58	-12.78 ***	45.44	46.80	-1.36	40.83	51.05	-10.22 ***	41.21	41.67	-0.46
Unidas	80.27	72.69	7.57 ***	80.03	79.25	0.78	79.95	70.30	9.66 ***	79.83	78.62	1.21
Idade	35.61	30.60	5.01 ***	35.40	35.40	0.00	37.69	32.04	5.65 ***	37.54	37.54	0.00
Anos de estudo	4.73	6.91	-2.18 ***	4.82	4.85	-0.04	5.83	8.13	-2.30 ***	5.90	5.98	-0.07
<i>Local de residência</i>												
Área urbana	81.35	86.69	-5.34 ***	81.71	81.45	0.26	86.26	89.57	-3.31 ***	86.46	85.42	1.04
Área metropolitana	37.44	43.87	-6.43 ***	37.94	36.13	1.81	32.03	40.75	-8.73 ***	32.33	30.72	1.61
Região Sul	15.16	20.79	-5.62 ***	15.45	14.61	0.84	13.34	17.70	-4.35 ***	13.54	13.54	0.00
Região Sudeste	31.35	34.90	-3.55 ***	31.61	32.26	-0.65	22.83	30.31	-7.48 ***	23.11	25.07	-1.96
Região Norte	9.01	6.64	2.37 ***	8.86	9.57	-0.71	14.76	10.71	4.05 ***	14.47	14.29	0.17
Região Nordeste	31.41	26.51	4.90 ***	31.22	30.70	0.52	32.94	30.03	2.91 **	33.03	31.87	1.15
Região Centro-oeste	13.07	11.17	1.90 **	12.86	12.86	0.00	16.13	11.25	4.88 ***	15.85	15.22	0.63
<i>Renda</i>												
Renda do não trabalho	218.56	308.40	-89.84 ***	221.60	214.16	7.43	792.60	1020.84	-228.24 ***	800.59	799.70	0.89
1º decil de renda	18.72	17.80	0.92	18.16	17.19	0.97	14.59	16.58	-1.98 **	13.95	13.49	0.46
2º decil de renda	10.60	7.05	3.55 ***	10.47	10.67	-0.19	13.52	9.91	3.60 ***	13.54	13.66	-0.12
3º decil de renda	13.45	10.10	3.35 ***	13.45	14.16	-0.71	14.71	11.30	3.41 ***	14.64	15.39	-0.75
4º decil de renda	11.23	9.20	2.03 **	11.12	10.92	0.19	11.87	8.61	3.26 ***	11.87	11.01	0.86
5º decil de renda	10.41	10.02	0.39	10.54	10.28	0.26	10.11	9.66	0.45	10.26	11.47	-1.21
6º decil de renda	10.09	10.54	-0.46	10.28	10.34	-0.06	9.48	9.42	0.06	9.63	9.34	0.29
7º decil de renda	8.95	9.22	-0.27	9.11	9.83	-0.71	8.63	9.44	-0.81	8.76	8.82	-0.06
8º decil de renda	6.09	9.09	-2.99 ***	6.21	5.43	0.78	7.33	8.99	-1.66 ***	7.44	6.40	1.04
9º decil de renda	5.58	8.91	-3.33 ***	5.69	5.75	-0.06	6.08	8.43	-2.36 ***	6.17	6.63	-0.46
10º decil de renda	4.89	8.07	-3.19 ***	4.98	5.43	-0.45	3.69	7.65	-3.96 ***	3.75	3.80	-0.06
<i>Infra-estrutura domiciliar</i>												
Rede geral de abast. de água	65.80	77.32	-11.52 ***	66.84	66.71	0.13	73.65	81.78	-8.13 ***	74.41	73.54	0.86
Ao menos, um banheiro	85.09	93.29	-8.21 ***	86.43	86.23	0.19	92.45	96.16	-3.71 ***	92.91	92.80	0.12
Serviço de coleta de lixo	59.64	71.39	-11.75 ***	60.50	61.22	-0.71	74.33	80.38	-6.05 ***	74.81	73.78	1.04
Iluminação elétrica	91.05	96.04	-4.99 ***	91.79	91.27	0.52	96.42	98.58	-2.15 ***	96.77	96.31	0.46
Pseudo R ²	0.074 (0.000)			0.004 (1.000)			0.080 (0.000)			0.004 (1.000)		

Fonte: IBGE/Pnads 1992 a 2007.

Notas: ¹T = Tratamento (não tem filho e já teve natimorto); ²C = Controle (tem um filho e nunca teve um natimorto); ³Teste de diferença: T - C; Hipótese nula: T = C; ***

** significativo a 5%, *** significativo a 1%; valor-p entre parênteses.

Observando as colunas que reportam as diferenças das médias antes e depois, verificamos que após o pareamento, todas as diferenças (existentes na amostra não-pareada) entre as mulheres do grupo de tratamento e aquelas do grupo controle, se tornaram não significativas. Para citar um exemplo, na década de 1990, as mulheres tratadas tinham uma proporção de brancas 12.78 pontos percentuais inferior às controles; após o pareamento, esse diferencial passa a ser de 1.36, deixando, inclusive de ser significativo. Mostramos essa tabela apenas para o pareamento com um vizinho na amostra de mulheres de 15 a 49 anos como um exemplo, visto que tal fato se repetiu nos outros pareamentos realizados; seja variando a amostra, o período, o número de vizinhos ou a distância entre o escore de propensão das tratadas e a sua contrapartida no grupo-controle. Isso revela a qualidade dos pareamentos realizados, uma vez que eles tiveram um importante papel na redução do viés da amostra. Mesmo quando, após o pareamento, algumas diferenças se mantiveram significativas, a magnitude delas foi expressivamente reduzida nas amostras pareadas em relação às totais. Outra informação que mostra a qualidade do pareamento se encontra na última linha da TAB. A1.3. Nela, reportamos o pseudo R^2 do modelo de estimação do escore de propensão antes do pareamento e o pseudo R^2 do mesmo modelo nas amostras pareadas, além dos respectivos valores-p do teste da insignificância conjunta de todos os regressores. Segundo esse teste, nas amostras pareadas passamos a não rejeitar a hipótese nula de que as covariáveis sejam, em conjunto, não significativas para explicar o escore de propensão ao grupo de tratamento, mostrando que as mulheres tratadas e controles se tornaram bastante semelhantes, pelo menos, em termos das variáveis observáveis inseridas nos modelos. Tal fato também se repetiu nos outros pareamentos.

ANEXO 2 Gêmeos: A estimação e qualidade dos escores de propensão ao grupo de tratamento

As TABs. A2.1 e A2.2 apresentam os resultados dos modelos logito utilizados na estimação dos escores de propensão, considerando cada uma das amostras de interesse para a década de 1990. As variáveis mais relevantes para explicar a probabilidade de ocorrência de natimortos variam dependendo da amostra de mulheres analisada, mas de uma maneira geral, as variáveis de idade ao ter o(s) filho(s) e o quadrado dessa idade merecem destaque.

Quanto às interações adicionadas aos modelos Logit, como mencionado anteriormente, elas foram necessárias para que as amostras de tratadas e controles fossem balanceadas, ou seja, para que a distribuição das características que determinam o escore fosse a mesma em ambas as amostras (Pazello, 2004).

TABELA A2.1.1

Estimação do modelo Logit para a probabilidade de ter experimentado o evento gêmeos - Mães de 15 a 49 anos - Brasil - Década de 1990

(continua)

Variáveis	Todas as mães		Apenas as unidas	
<i>Características demográficas</i>				
Família nuclear	0.028	(0.19)	-	-
Branças	-0.006	(0.15)	-	-
Idade ao ter o(s) filho(s)	0.228***	(0.04)	0.200***	(0.05)
Idade ao ter o(s) filho(s) ao quadrado	-0.003***	(0.00)	-0.003***	(0.00)
Anos de estudo	-0.011	(0.04)	-0.064*	(0.04)
<i>Local de residência</i>				
Área urbana	0.031	(0.11)	0.346	(0.24)
Área metropolitana	-0.087	(0.07)	-0.118	(0.08)
Região Norte		(0.00)		
Região Nordeste	-0.113	(0.10)	-0.188	(0.20)
Região Centro-oeste		(0.00)	-0.061	(0.27)
Região Sul	-0.068	(0.15)	-0.14	(0.35)
Região Sudeste	-0.003	(0.17)	-0.025	(0.19)
<i>Renda</i>				
Renda do não trabalho	0.000*	(0.00)	-0.001**	(0.00)
1º decil de renda	-0.512*	(0.26)	-0.927*	(0.48)
2º decil de renda	-0.169	(0.30)	-0.53	(0.48)
3º decil de renda	-0.28	(0.18)	-0.772*	(0.46)
4º decil de renda	-0.363	(0.29)	-0.927*	(0.48)
5º decil de renda	-0.23	(0.17)	-0.56	(0.39)
6º decil de renda	0	(0.50)	-0.226	(0.66)
7º decil de renda	-0.042	(0.16)	-0.238	(0.47)
8º decil de renda	-0.303*	(0.16)	-0.503	(0.52)
9º decil de renda	0.368	(0.54)	0.035	(0.57)
<i>Identificadora do ano da pesquisa</i>				
Ano 1992	-0.204	(0.28)	-0.302	(0.27)
Ano 1993	-0.246	(0.30)	-0.024	(0.26)
Ano 1995	0.096	(0.11)	0.104	(0.13)
Ano 1996	0.306	(0.19)	-0.129	(0.26)
Ano 1997	0.023	(0.11)	0.193	(0.23)
Ano 1998	0.372	(0.24)	0.193	(0.24)

Fonte: IBGE/Pnads 1992 a 1999.

Notas: Erros-padrão robustos entre parênteses; * significativo a 10%; ** significativo a 5%;

*** significativo a 1%.

TABELA A2.1.2

Estimação do modelo Logit para a probabilidade de ter experimentado o evento gêmeos - Mães de 15 a 49 anos - Brasil - Década de 1990

Variáveis	(fim)			
	Todas as mães		Apenas as unidas	
<i>Interações</i>				
Cor * Anos de estudo	0.009	(0.02)	0.030**	(0.01)
Cor * Renda do não trabalho	-	-	0	(0.00)
Cor * 1º decil de renda	0.01	(0.19)	-0.298	(0.33)
Cor * 2º decil de renda	-0.142	(0.27)	-0.104	(0.31)
Idade ao ter o(s) filho(s) * Anos de estudo	-0.001	(0.00)	-	-
Idade ao ter o(s) filho(s) * Região	0	(0.00)	-0.001	(0.00)
Idade ao ter o(s) filho(s) * 6º decil de renda	-0.006	(0.02)	-0.007	(0.02)
Idade ao ter o(s) filho(s) * 9º decil de renda	0.001	(0.02)	-	-
Anos de estudo * Renda do não trabalho	-	-	0.000***	(0.00)
Anos de estudo * 1º decil de renda	0.050*	(0.03)	0.036	(0.06)
Anos de estudo * 2º decil de renda	0.014	(0.04)	0.036	(0.04)
Anos de estudo * 3º decil de renda	-	-	0.024	(0.05)
Anos de estudo * 4º decil de renda	0.005	(0.04)	0.042	(0.04)
Anos de estudo * 9º decil de renda	-0.026	(0.03)	-	-
Anos de estudo * Decis de renda	-	-	0.004	(0.00)
Anos de estudo * Família nuclear	0.033*	(0.02)	-	-
Anos de estudo * Ano 1992	0.033	(0.02)	0.029	(0.03)
Anos de estudo * Ano 1993	-0.027	(0.02)	-0.022	(0.03)
Anos de estudo * Ano 1995	-	-	-	-
Anos de estudo * Ano 1996	-	-	-0.006	(0.03)
Anos de estudo * Ano 1997	-	-	-0.011	(0.03)
Anos de estudo * Ano 1998	-0.017	(0.02)	-0.027	(0.03)
Família nuclear * Ano 1992	-0.043	(0.25)	-	-
Família nuclear * Ano 1993	0.355	(0.28)	-	-
Família nuclear * Ano 1996	-0.511**	(0.21)	-	-
Família nuclear * Ano 1998	-0.297	(0.20)	-	-
Família nuclear * Região	-0.047	(0.05)	-	-
Renda do não trabalho * Região	0.000	(0.00)	-	-
Renda do não trabalho * Família nuclear	-0.000**	(0.00)	-	-
Urbano * Decis de renda	-	-	-0.032	(0.05)
<i>Constante</i>	-8.104***	(0.68)	-7.182***	(0.84)
Pseudo R ²	0.0168		0.0186	
Observações	116,079		84,530	

Fonte: IBGE/Pnads 1992 a 1999.

Notas: Erros-padrão robustos entre parênteses; * significativo a 10%; ** significativo a 5%;

*** significativo a 1%.

TABELA A2.2.1

Estimação do modelo Logit para a probabilidade de ter experimentado o evento gêmeos - Mães de 15 a 49 anos e amostras selecionadas segundo a idade do(s) filho(s) mais velho(s) - Brasil - Década de 1990

(continua)

Variáveis	Amostras de mulheres com filhos de...			
	no máximo, 2 anos de idade	entre 3 e 6 anos de idade	entre 7 e 12 anos de idade	no mínimo, 13 anos de idade
<i>Características demográficas</i>				
Família nuclear	0.111	(0.45) -0.02	(0.41) 1.077**	(0.42) -0.618* (0.33)
Branças	0.219	(0.35) -0.097	(0.31) -0.026	(0.30) -0.034 (0.25)
Idade ao ter o(s) filho(s)	0.077	(0.07) 0.176**	(0.08) 0.306***	(0.11) 0.442*** (0.16)
Idade ao ter o(s) filho(s) ao quadrado	-0.001	(0.00) -0.003**	(0.00) -0.005***	(0.00) -0.006** (0.00)
Anos de estudo	-0.038	(0.09) -0.1	(0.09) 0.043	(0.09) 0.097 (0.10)
<i>Local de residência</i>				
Área urbana	0.085	(0.21) 0.405*	(0.22) -0.152	(0.21) -0.292 (0.21)
Área metropolitana	0.097	(0.13) -0.184	(0.13) -0.245*	(0.14) -0.024 (0.13)
Região Norte				
Região Nordeste	-0.515***	(0.18) 0.102	(0.21) 0.251	(0.23) -0.16 (0.23)
Região Centro-oeste				
Região Sul	-0.39	(0.28) -0.231	(0.31) 0.013	(0.34) 0.435 (0.33)
Região Sudeste	-0.529*	(0.29) 0.344	(0.35) 0.339	(0.39) -0.187 (0.35)
<i>Renda</i>				
Renda do não trabalho	0	(0.00) 0	(0.00) 0.001	(0.00) 0.001*** (0.00)
1º decil de renda	-0.314	(0.59) -0.02	(0.55) -0.4	(0.54) -0.496 (0.55)
2º decil de renda	-0.035	(0.66) 0.672	(0.60) -0.712	(0.62) 0.173 (0.62)
3º decil de renda	-0.086	(0.38) 0.176	(0.38) -0.441	(0.39) -0.252 (0.39)
4º decil de renda	-1.129	(0.78) 0.552	(0.59) -0.773	(0.58) -0.006 (0.49)
5º decil de renda	-0.056	(0.36) -0.027	(0.36) -0.386	(0.36) 0.036 (0.33)
6º decil de renda	0.918	(1.01) 0.497	(0.92) -1.521	(1.07) 0.49 (1.20)
7º decil de renda	0.262	(0.33) 0.086	(0.33) -0.412	(0.34) 0.255 (0.30)
8º decil de renda	-0.005	(0.33) -0.191	(0.33) -0.797**	(0.36) 0.003 (0.29)
9º decil de renda	1.129	(1.10) 1.092	(1.13) -0.949	(1.16) 0.232 (1.19)
<i>Identificadora do ano da pesquisa</i>				
Ano 1992	-1.066	(0.68) -0.523	(0.53) 0.111	(0.60) 0.239 (0.49)
Ano 1993	-0.032	(0.56) -1.253*	(0.72) 0.862	(0.56) -0.504 (0.61)
Ano 1995	0.064	(0.22) -0.146	(0.23) 0.551**	(0.23) 0.06 (0.22)
Ano 1996	0.37	(0.35) 0.121	(0.37) 0.698*	(0.40) 0.167 (0.37)
Ano 1997	0.234	(0.21) -0.09	(0.22) 0.173	(0.25) -0.16 (0.22)
Ano 1998	0.072	(0.51) 0.673	(0.48) 0.139	(0.24) 0.482 (0.39)

Fonte: IBGE/Pnads 1992 a 1999.

Notas: Erros-padrão robustos entre parênteses; * significativo a 10%; ** significativo a 5%; *** significativo a 1%.

TABELA A2.2.2

Estimação do modelo Logit para a probabilidade de ter experimentado o evento gêmeos - Mães de 15 a 49 anos e amostras selecionadas segundo a idade do(s) filho(s) mais velho(s) - Brasil - Década de 1990

(fim)

Variáveis	Amostras de mulheres com filhos de...			
	no máximo, 2 anos de idade	entre 3 e 6 anos de idade	entre 7 e 12 anos de idade	no mínimo, 13 anos de idade
<i>Interações</i>				
Cor * Anos de estudo	0.002	(0.04) 0.032	(0.04) 0.002	(0.03) -0.014 (0.03)
Cor * 1º decil de renda	-0.359	(0.34) 0.393	(0.36) -0.081	(0.42) -0.237 (0.55)
Cor * 2º decil de renda	-0.309	(0.49) -0.26	(0.49) -0.032	(0.56) 0.297 (0.72)
Idade ao ter o(s) filho(s) * Anos de estudo	0.001	(0.00) 0.004	(0.00) -0.003	(0.00) -0.006* (0.00)
Idade ao ter o(s) filho(s) * Região	0.005	(0.00) 0	(0.01) 0.009	(0.01) -0.011** (0.01)
Idade ao ter o(s) filho(s) * 6º decil de renda	-0.036	(0.04) -0.017	(0.03) 0.04	(0.04) -0.012 (0.04)
Idade ao ter o(s) filho(s) * 9º decil de renda	0	(0.03) 0.008	(0.04) 0.02	(0.04) 0.007 (0.04)
Anos de estudo * 1º decil de renda	0.047	(0.06) 0.014	(0.05) 0.032	(0.06) 0.1 (0.07)
Anos de estudo * 2º decil de renda	0.041	(0.08) -0.033	(0.07) 0.08	(0.08) -0.242 (0.17)
Anos de estudo * 4º decil de renda	0.109	(0.08) -0.103	(0.07) 0.077	(0.07) -0.006 (0.08)
Anos de estudo * 9º decil de renda	-0.077	(0.06) -0.134**	(0.06) 0.057	(0.05) -0.009 (0.04)
Anos de estudo * Família nuclear	0.022	(0.04) -0.002	(0.04) 0.025	(0.04) 0.140*** (0.04)
Anos de estudo * Ano 1992	0.058	(0.05) 0.063	(0.04) 0.058	(0.05) -0.014 (0.05)
Anos de estudo * Ano 1993	-0.041	(0.05) 0.017	(0.05) -0.083*	(0.05) -0.003 (0.05)
Anos de estudo * Ano 1998	0.01	(0.05) -0.075*	(0.05) -	- -0.003 (0.04)
Família nuclear * Ano 1992	0.496	(0.58) 0.084	(0.44) -0.55	(0.51) 0.087 (0.50)
Família nuclear * Ano 1993	0.337	(0.50) 1.001	(0.65) -0.156	(0.52) 0.259 (0.61)
Família nuclear * Ano 1996	-0.781*	(0.42) -0.362	(0.42) -0.536	(0.43) -0.413 (0.42)
Família nuclear * Ano 1998	-0.150	(0.40) -0.315	(0.41) -	- -0.572 (0.37)
Família nuclear * Região	-0.283***	(0.10) 0.117	(0.10) -0.281***	(0.10) 0.169* (0.09)
Renda do não trabalho * Região	0.000	(0.00) 0	(0.00) 0.000*	(0.00) 0 (0.00)
Renda do não trabalho * Família nuclear	0.000	(0.00) 0	(0.00) -0.001*	(0.00) -0.001*** (0.00)
<i>Constante</i>	-6.363***	(1.20) -7.739***	(1.26) -9.224***	(1.62) -11.136*** (2.23)
Pseudo R ²	0.0313	0.0213	0.0274	0.0362
Observações	42,501	29,347	21,136	23,095

Fonte: IBGE/Pnads 1992 a 1999.

Notas: Erros-padrão robustos entre parênteses; * significativo a 10%; ** significativo a 5%; *** significativo a 1%.

Nas TABs. A2.3 e A2.4, temos os resultados dos modelos Logit utilizados na estimação dos escores de propensão, para a década de 2000. Também nessa década, entre as variáveis mais relevantes para explicar a probabilidade de ocorrência de natimortos estão aquelas relacionadas à idade da mulher ao nascimento do(s) filho(s). Novamente, as interações foram inseridas aos modelos com o objetivo de atender à propriedade de balanceamento do escore de propensão.

TABELA A2.3.1

Estimação do modelo Logit para a probabilidade de ter experimentado o evento gêmeos - Mães de 15 a 49 anos - Brasil - Década de 2000

(continua)

Variáveis	Todas as mães		Apenas as unidas	
<i>Características demográficas</i>				
Família nuclear	0.159	(0.17)	-	-
Branças	-0.188	(0.14)	-	-
Idade ao ter o(s) filho(s)	0.192***	(0.04)	0.223***	(0.05)
Idade ao ter o(s) filho(s) ao quadrado	-0.003***	(0.00)	-0.003***	(0.00)
Anos de estudo	-0.001	(0.04)	0.064*	(0.03)
<i>Local de residência</i>				
Área urbana	0.066	(0.10)	0.084	(0.11)
Área metropolitana	0.01	(0.06)	0.036	(0.07)
Região Norte				
Região Nordeste	0.014	(0.08)	0.183	(0.16)
Região Centro-oeste			0.199	(0.23)
Região Sul	-0.06	(0.13)	0.208	(0.32)
Região Sudeste	0.148	(0.13)	0.245	(0.16)
<i>Renda</i>				
Renda do não trabalho	0	(0.00)	0	(0.00)
1º decil de renda	-0.008	(0.23)	0.780*	(0.47)
2º decil de renda	-0.242	(0.25)	1.413*	(0.75)
3º decil de renda	-0.198	(0.14)	0.458	(0.46)
4º decil de renda	-0.356	(0.26)	0.301	(0.48)
5º decil de renda	-0.168	(0.14)	0.549	(0.35)
6º decil de renda	0.425	(0.45)	1.498**	(0.61)
7º decil de renda	-0.146	(0.13)	0.713*	(0.41)
8º decil de renda	-0.248*	(0.13)	1.492**	(0.68)
9º decil de renda	-0.044	(0.54)	0.914*	(0.49)
<i>Identificadora do ano da pesquisa</i>				
Ano 2001	-0.632**	(0.26)	-0.096	(0.12)
Ano 2002	-0.041	(0.23)	0.102	(0.23)
Ano 2003	0.082	(0.10)	0.041	(0.22)
Ano 2004	0.222	(0.15)	0.055	(0.11)
Ano 2005	0.004	(0.10)	0.500**	(0.21)
Ano 2006	-0.195	(0.23)	-0.071	(0.23)

Fonte: IBGE/Pnads 2001 a 2007.

Notas: Erros-padrão robustos entre parênteses; * significativo a 10%; ** significativo a 5%; *** significativo a 1%.

TABELA A2.3.2

Estimação do modelo Logit para a probabilidade de ter experimentado o evento gêmeos - Mães de 15 a 49 anos - Brasil - Década de 2000

Variáveis	(fim)			
	Todas as mães		Apenas as unidas	
<i>Interações</i>				
Cor * Anos de estudo	0.025*	(0.01)	0.012	(0.01)
Cor * Renda do não trabalho	-	-	0	(0.00)
Cor * 1º decil de renda	0.098	(0.17)	-0.138	(0.25)
Cor * 2º decil de renda	0.213	(0.21)	-0.205	(0.26)
Idade ao ter o(s) filho(s) * Anos de estudo	0	(0.00)	-	-
Idade ao ter o(s) filho(s) * Região	0.003	(0.00)	0.001	(0.00)
Idade ao ter o(s) filho(s) * 2º decil de renda	-	-	-0.024	(0.02)
Idade ao ter o(s) filho(s) * 6º decil de renda	-0.024	(0.02)	-0.035*	(0.02)
Idade ao ter o(s) filho(s) * 8º decil de renda	-	-	-0.043**	(0.02)
Idade ao ter o(s) filho(s) * 9º decil de renda	0.009	(0.02)	-	-
Anos de estudo * Renda do não trabalho	-	-	0	(0.00)
Anos de estudo * 1º decil de renda	-0.058**	(0.02)	-0.077*	(0.04)
Anos de estudo * 2º decil de renda	-0.037	(0.03)	-0.100**	(0.04)
Anos de estudo * 3º decil de renda	-	-	0	(0.03)
Anos de estudo * 4º decil de renda	0.015	(0.03)	0.004	(0.04)
Anos de estudo * 8º decil de renda	-	-	0.037	(0.03)
Anos de estudo * 9º decil de renda	-0.043*	(0.03)	-	-
Anos de estudo * Decis de renda	-	-	-0.012***	(0.01)
Anos de estudo * Família nuclear	-0.015	(0.02)	-	-
Anos de estudo * Ano 2001	0.038*	(0.02)	-	-
Anos de estudo * Ano 2002	-0.001	(0.02)	-0.027	(0.02)
Anos de estudo * Ano 2003	-	-	0.008	(0.02)
Anos de estudo * Ano 2005	-	-	-0.063***	(0.02)
Anos de estudo * Ano 2006	0.025	(0.02)	0.01	(0.02)
Família nuclear * Ano 2001	0.213	(0.21)	-	-
Família nuclear * Ano 2002	-0.08	(0.19)	-	-
Família nuclear * Ano 2004	-0.178	(0.17)	-	-
Família nuclear * Ano 2006	-0.002	(0.18)	-	-
Família nuclear * Região	0.002	(0.04)	-	-
Renda do não trabalho * Região	0.000	(0.00)	-	-
Renda do não trabalho * Família nuclear	0.000	(0.00)	-	-
<i>Constante</i>	-7.565***	(0.58)	-9.024***	(0.77)
Pseudo R ²	0.011		0.0125	
Observações	164,088		115,519	

Fonte: IBGE/Pnads 2001 a 2007.

Notas: Erros-padrão robustos entre parênteses; * significativo a 10%; ** significativo a 5%; *** significativo a 1%.

TABELA A2.4.1

Estimação do modelo Logit para a probabilidade de ter experimentado o evento gêmeos - Mães de 15 a 49 anos e amostras selecionadas segundo a idade do(s) filho(s) mais velho(s) - Brasil - Década de 2000

(continua)

Variáveis	Amostras de mulheres com filhos de...							
	no máximo, 2 anos de idade		entre 3 e 6 anos de idade		entre 7 e 12 anos de idade		no mínimo, 13 anos de idade	
<i>Características demográficas</i>								
Família nuclear	-0.233	(0.45)	0.217	(0.40)	-0.04	(0.33)	0.252	(0.24)
Branças	-0.606	(0.39)	0.099	(0.34)	-0.34	(0.28)	-0.065	(0.21)
Idade ao ter o(s) filho(s)	0.131*	(0.07)	0.282***	(0.08)	0.275***	(0.08)	0.121	(0.11)
Idade ao ter o(s) filho(s) ao quadrado	-0.002*	(0.00)	-0.004***	(0.00)	-0.005***	(0.00)	-0.001	(0.00)
Anos de estudo	-0.122	(0.09)	0.111	(0.08)	-0.104	(0.07)	0.128*	(0.07)
<i>Local de residência</i>								
Área urbana	0.052	(0.20)	0.408*	(0.21)	0.078	(0.21)	-0.18	(0.17)
Área metropolitana	0.123	(0.12)	-0.16	(0.12)	0.026	(0.11)	0.031	(0.10)
Região Norte								
Região Nordeste	-0.217	(0.16)	0.076	(0.17)	-0.125	(0.16)	0.233	(0.14)
Região Centro-oeste								
Região Sul	-0.168	(0.27)	0.058	(0.27)	-0.27	(0.26)	0.023	(0.24)
Região Sudeste	0.369	(0.27)	0.228	(0.28)	0.058	(0.26)	0.031	(0.25)
<i>Renda</i>								
Renda do não trabalho	0	(0.00)	0	(0.00)	0	(0.00)	0	(0.00)
1º decil de renda	0.624	(0.57)	1.037**	(0.51)	-0.426	(0.39)	-0.413	(0.43)
2º decil de renda	0.763	(0.61)	0.181	(0.60)	-0.038	(0.51)	-0.797*	(0.46)
3º decil de renda	0.045	(0.36)	0.126	(0.33)	0.216	(0.30)	-0.393	(0.26)
4º decil de renda	0.299	(0.70)	-0.461	(0.65)	0.466	(0.48)	-0.790*	(0.43)
5º decil de renda	-0.193	(0.36)	-0.118	(0.33)	0.472*	(0.28)	-0.385	(0.25)
6º decil de renda	0.771	(0.91)	-0.204	(0.97)	1.511	(0.93)	0.167	(0.89)
7º decil de renda	0.043	(0.33)	-0.245	(0.32)	0.077	(0.27)	-0.134	(0.22)
8º decil de renda	-0.024	(0.32)	-0.128	(0.30)	-0.175	(0.28)	-0.325	(0.22)
9º decil de renda	-2.786	(1.71)	-0.548	(1.35)	1.525	(1.16)	-0.324	(0.94)
<i>Identificadora do ano da pesquisa</i>								
Ano 2001	-0.102	(0.52)	-0.384	(0.55)	-0.871*	(0.50)	-0.748	(0.50)
Ano 2002	-0.335	(0.60)	0.198	(0.51)	0.030	(0.43)	-0.061	(0.41)
Ano 2003	0.466**	(0.22)	0.174	(0.21)	-0.182	(0.19)	0.064	(0.18)
Ano 2004	0.33	(0.39)	0.43	(0.32)	-0.288	(0.19)	0.306*	(0.17)
Ano 2005	0.08	(0.23)	-0.133	(0.22)	-0.272	(0.19)	0.306*	(0.16)
Ano 2006	0.388	(0.51)	0.326	(0.50)	-0.222	(0.18)	-0.23	(0.39)

Fonte: IBGE/Pnads 2001 a 2007.

Notas: Erros-padrão robustos entre parênteses; * significativo a 10%; ** significativo a 5%; *** significativo a 1%.

TABELA A2.4.2

Estimação do modelo Logit para a probabilidade de ter experimentado o evento gêmeos - Mães de 15 a 49 anos e amostras selecionadas segundo a idade do(s) filho(s) mais velho(s) - Brasil - Década de 2000

(fim)

Variáveis	Amostras de mulheres com filhos de...							
	no máximo, 2 anos de idade	entre 3 e 6 anos de idade	entre 7 e 12 anos de idade	no mínimo, 13 anos de idade				
<i>Interações</i>								
Cor * Anos de estudo	0.065*	(0.04)	0.01	(0.03)	0.061**	(0.03)	-0.015	(0.02)
Cor * 1º decil de renda	0.039	(0.32)	-0.328	(0.33)	0.425	(0.40)	0.603	(0.44)
Cor * 2º decil de renda	-0.003	(0.43)	-0.059	(0.42)	0.497	(0.41)	0.461	(0.42)
Idade ao ter o(s) filho(s) * Anos de estudo	0.004	(0.00)	-0.004*	(0.00)	0.002	(0.00)	-0.004*	(0.00)
Idade ao ter o(s) filho(s) * Região	0	(0.00)	0.003	(0.00)	0.004	(0.00)	0.002	(0.00)
Idade ao ter o(s) filho(s) * 6º decil de renda	-0.016	(0.03)	-0.002	(0.04)	-0.063*	(0.04)	-0.017	(0.04)
Idade ao ter o(s) filho(s) * 9º decil de renda	0.094**	(0.04)	0.033	(0.04)	-0.038	(0.04)	0.015	(0.03)
Anos de estudo * 1º decil de renda	-0.07	(0.05)	-0.100**	(0.05)	-	-	-0.120*	(0.07)
Anos de estudo * 2º decil de renda	-0.097	(0.06)	-0.028	(0.06)	-0.041	(0.05)	-0.009	(0.06)
Anos de estudo * 4º decil de renda	-0.037	(0.07)	0.065	(0.06)	-0.034	(0.05)	0.031	(0.05)
Anos de estudo * 9º decil de renda	-0.035	(0.09)	-0.057	(0.07)	-0.068	(0.06)	-0.026	(0.04)
Anos de estudo * Família nuclear	0.012	(0.04)	-0.007	(0.04)	0.031	(0.03)	-0.022	(0.03)
Anos de estudo * Ano 2001	0.029	(0.04)	-0.004	(0.04)	0.078*	(0.04)	0.019	(0.04)
Anos de estudo * Ano 2002	-0.029	(0.04)	-0.011	(0.05)	0.022	(0.04)	-0.003	(0.04)
Anos de estudo * Ano 2006	0.02	(0.04)	0.012	(0.04)	-	-	0.018	(0.03)
Família nuclear * Ano 2001	0.042	(0.42)	0.498	(0.46)	-0.065	(0.38)	0.396	(0.43)
Família nuclear * Ano 2002	0.869	(0.53)	-0.587	(0.41)	-0.462	(0.33)	0.114	(0.34)
Família nuclear * Ano 2004	-0.322	(0.42)	-0.18	(0.34)	-	-	-	-
Família nuclear * Ano 2006	-0.148	(0.38)	-0.694*	(0.36)	-	-	0.112	(0.31)
Família nuclear * Região	0.170*	(0.10)	0.041	(0.09)	-0.057	(0.08)	-	-
Renda do não trabalho * Região	0.000	(0.00)	0	(0.00)	0	(0.00)	0	(0.00)
Renda do não trabalho * Família nuclear	0.000	(0.00)	0	(0.00)	0	(0.00)	0	(0.00)
<i>Constante</i>	-7.128***	(1.16)	-10.148***	(1.24)	-7.985***	(1.26)	-6.769***	(1.48)
Pseudo R ²	0.0255		0.0213		0.017		0.0159	
Observações	46,526		40,493		34,465		42,604	

Fonte: IBGE/Pnads 2001 a 2007.

Notas: Erros-padrão robustos entre parênteses; * significativo a 10%; ** significativo a 5%; *** significativo a 1%.

As FIGs. A2.1 e A2.2 reportam (para as décadas de 1990 e 2000, respectivamente), a função de densidade do escore de propensão (ou seja, da probabilidade de nascimento de gêmeos) das mulheres controles e das tratadas, considerando cada uma das amostras selecionadas. Observando os doze gráficos, percebemos, primeiramente, que a probabilidade de nascimento de gêmeos é, de fato, baixa: a grande maioria das mulheres (tanto controles, quanto tratadas), ressalvadas as diferenças entre as amostras, apresenta valores de escores de propensão compreendidos no intervalo $[0, 0.07]^{52}$. Além disso, verificamos que a função de densidade das mulheres-tratadas sempre aparece

⁵² Inclusive, pelo fato dos escores de propensão estarem concentrados em um intervalo de valores pequeno – o que significa que as diferenças entre os escores podem não se dar nas primeiras casas decimais – é que tentamos definir uma distância ainda menor que 0.0001 entre os escores dos pares de mulheres tratadas e controles. Por isso, tentamos também a distância 0.00001.

deslocada para a direita em relação à das mulheres-controles; mostrando que essas apresentam, como esperado, uma menor probabilidade de ter gêmeos em relação às tratadas.

FIGURA A2.1

Distribuição da probabilidade de ter experimentado o evento gêmeos - Mães de 15 a 49 anos e amostras selecionadas segundo o estado conjugal e a idade do(s) filho(s) mais velho(s) - Brasil - Década de 1990

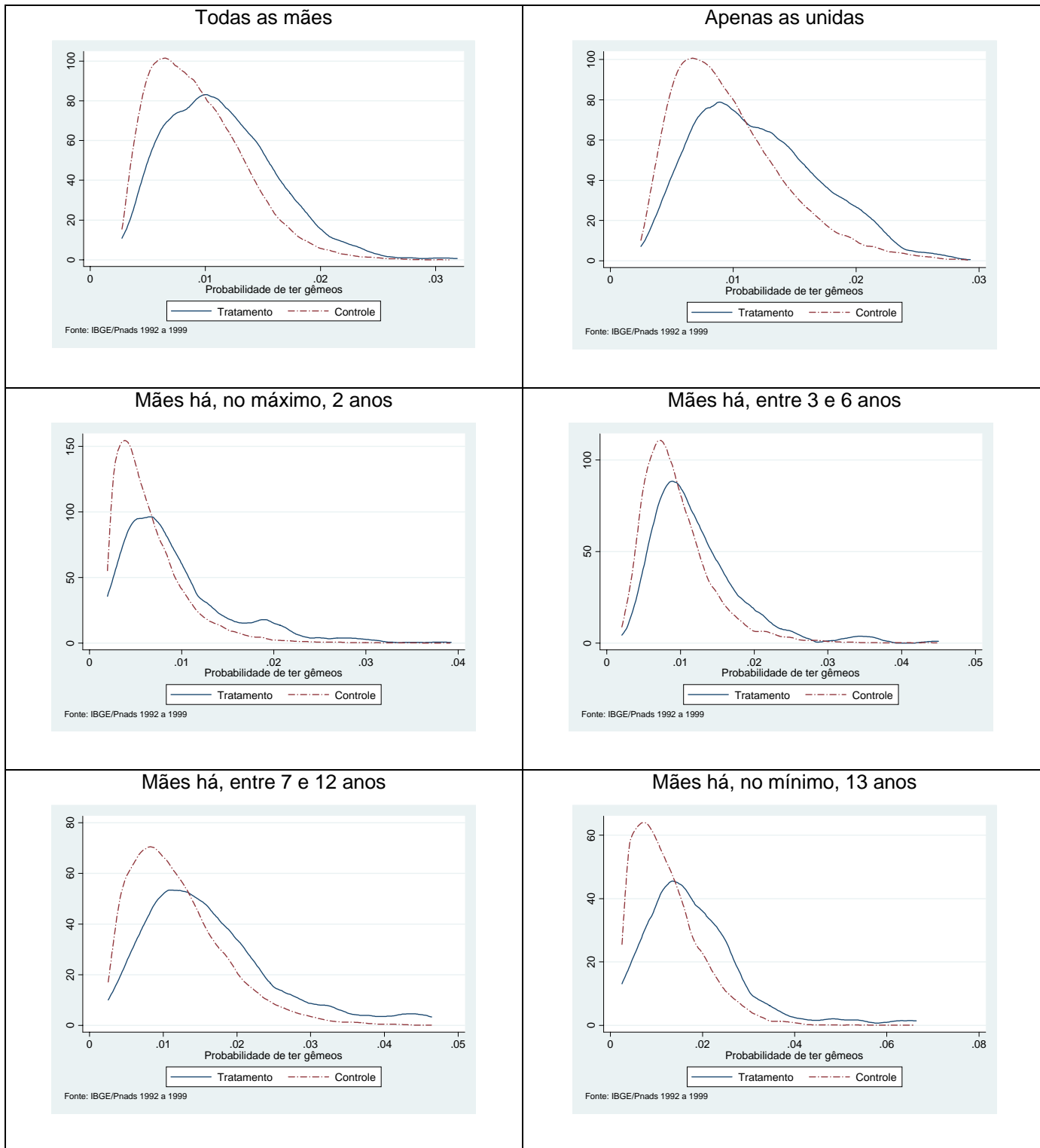
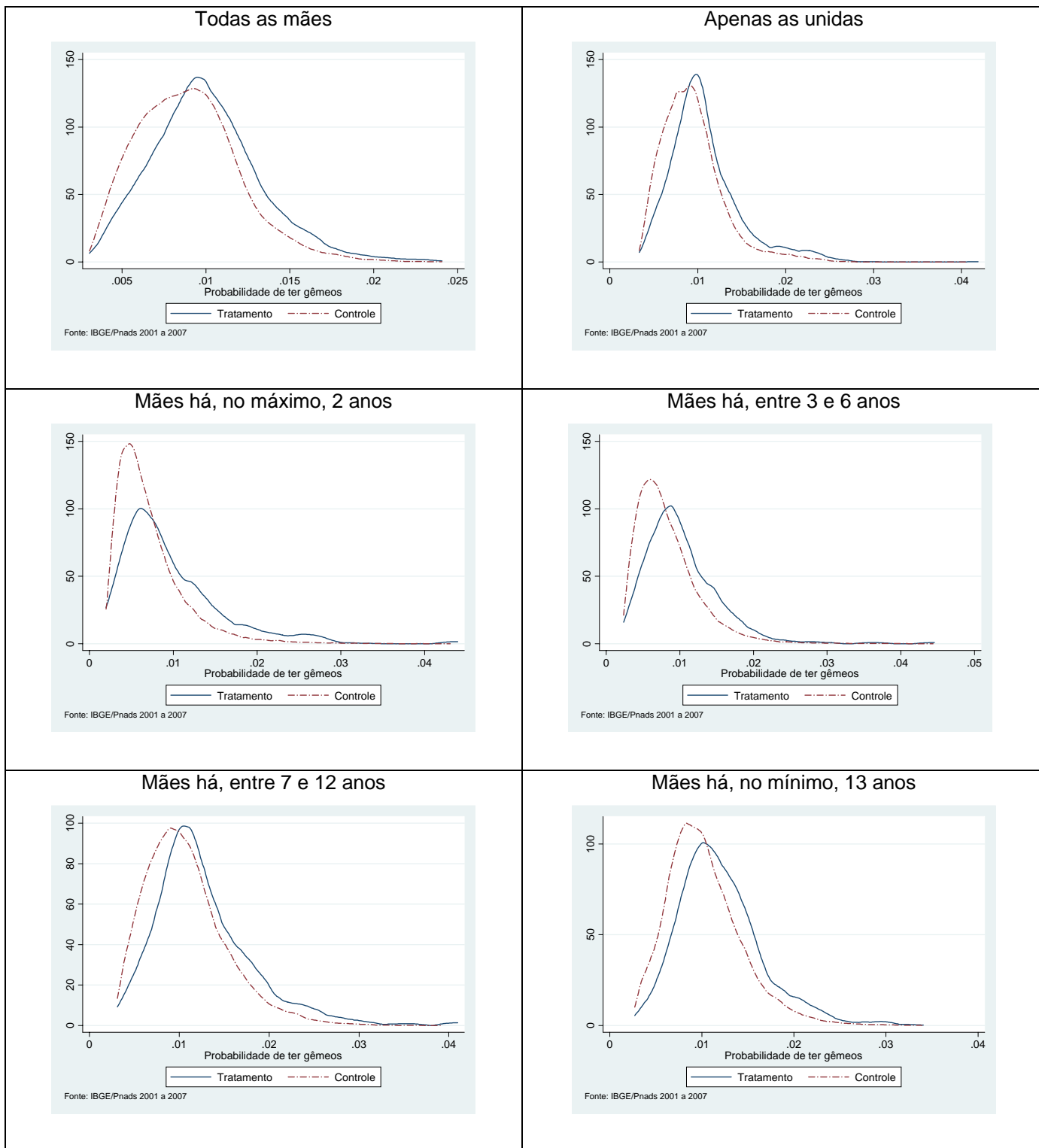


FIGURA A2.2

Distribuição da probabilidade de ter experimentado o evento gêmeos - Mães de 15 a 49 anos e amostras selecionadas segundo o estado conjugal e a idade do(s) filho(s) mais velho(s) - Brasil - Década de 2000



A fim de verificar a qualidade dos escores de propensão estimados, apresentamos as FIGs. A2.3 e A2.4. Nelas, plotamos (para as décadas de 1990 e 2000, respectivamente) a idade da mulher ao ter o(s) primeiro(s) filho(s) segundo o escore de propensão de tratadas e controles. Dado que a maior probabilidade de ocorrência de gêmeos está associada à idade materna ao nascimento do(s) filho(s), esperamos que essa idade apresente uma tendência ascendente com o aumento do escore de propensão. E, além disso, quanto maior a justaposição entre as curvas de tratadas e controles, melhor a qualidade do escore. A análise dos gráficos das FIGs. A2.3 e A2.4 mostra que as curvas de distribuição da idade ao nascimento do(s) primeiro(s) filho(s) segundo o escore de propensão apresentam o comportamento esperado, no sentido de que tanto tratadas como controles possuem curvas bastante semelhantes e que indicam uma associação positiva entre renda e probabilidade de ocorrência de gêmeos.

FIGURA A2.3

Distribuição da idade ao nascimento do(s) primeiro(s) filho(s) segundo o escore de propensão - Mães de 15 a 49 anos e amostras selecionadas segundo o estado conjugal e a idade do(s) filho(s) mais velho(s) - Brasil - Década de 1990

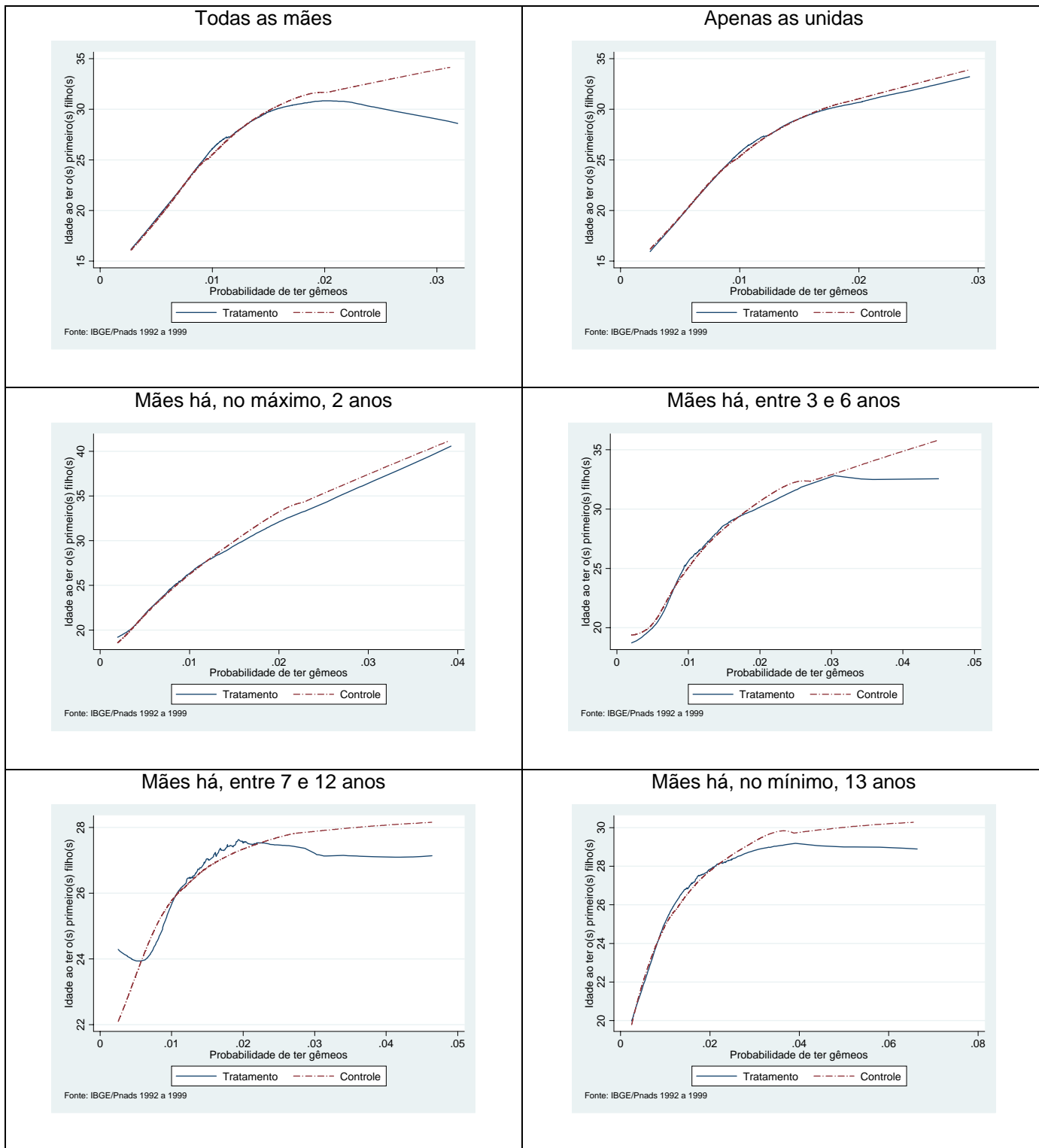
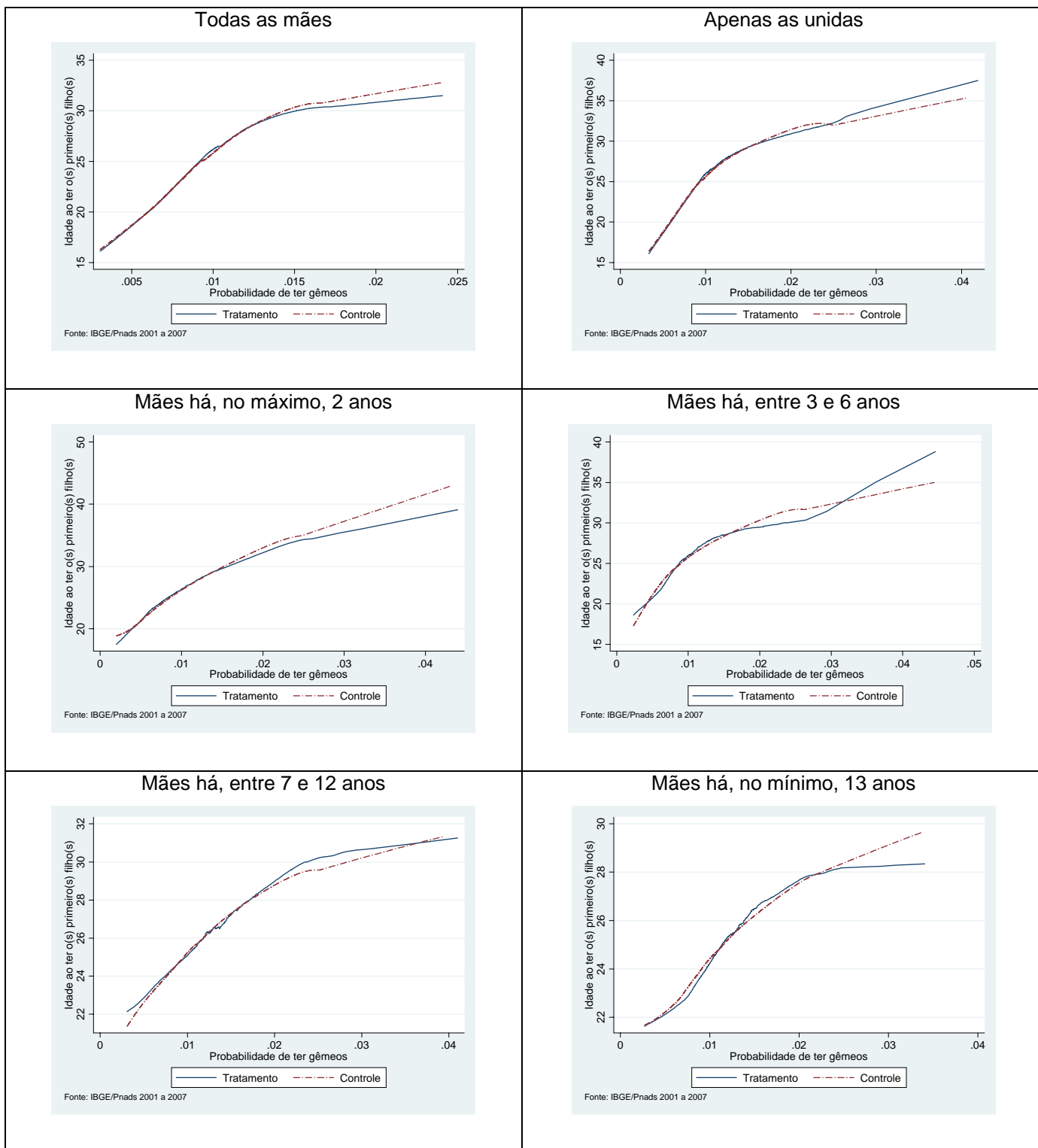


FIGURA A2.4

Distribuição da idade ao nascimento do(s) primeiro(s) filho(s) segundo o escore de propensão - Mães de 15 a 49 anos e amostras selecionadas segundo o estado conjugal e a idade do(s) filho(s) mais velho(s) - Brasil - Década de 2000



Os pareamentos

De posse dos escores de propensão estimados para cada mulher, é necessário utilizar alguma técnica de pareamento que defina a(s) mulher(es) que serve(em) de controle(s) para cada mulher do grupo de tratamento. Nesse capítulo, como assim como no anterior, selecionamos o pareamento pelo método do vizinho mais próximo. Com o objetivo de verificar a sensibilidade dessa técnica, realizamos seis pareamentos em cada amostra de mulheres nas duas décadas.

Na TAB. A2.5, estão as médias das covariáveis – incluídas na estimação dos escores de propensão – antes e depois do pareamento (com apenas um vizinho) entre tratadas e controles, apenas para as mães de 15 a 49 anos nas décadas de 1990 e 2000.

TABELA A2.5

Diferenças de médias das covariáveis entre os grupos tratamento e controle antes e depois do pareamento (com um vizinho) - Mães de 15 a 49 anos - Brasil - Décadas de 1990 e 2000

Variáveis	Década de 1990						Década de 2000					
	Antes			Depois			Antes			Depois		
	T ¹	C ²	Dif ³	T ¹	C ²	Dif ³	T ¹	C ²	Dif ³	T ¹	C ²	Dif ³
<i>Características demográficas</i>												
Branças	61.54	57.23	4.31 ***	61.56	62.32	-0.76	54.83	50.80	4.03 ***	54.83	55.65	-0.82
Unidas	75.69	72.79	2.89 **	75.83	76.59	-0.76	73.54	70.37	3.17 ***	73.54	71.76	1.78
Idade ao ter o(s) filho(s)	26.01	24.13	1.88 ***	26.02	26.00	0.01	25.51	24.14	1.37 ***	25.51	25.56	-0.06
Anos de estudo	7.33	6.85	0.49 ***	7.33	7.45	-0.12	8.27	8.08	0.19 *	8.27	8.35	-0.08
<i>Local de residência</i>												
Área urbana	88.51	86.58	1.93 *	88.49	86.87	1.62	90.47	89.51	0.96	90.47	92.25	-1.78 *
Área metropolitana	43.59	43.65	-0.06	43.58	43.10	0.48	41.95	40.64	1.31	41.95	45.78	-3.84 **
Região Sul	20.23	20.65	-0.42	20.17	20.17	0.00	20.29	17.60	2.69 **	20.29	21.86	-1.58
Região Sudeste	39.32	34.75	4.56 ***	39.30	40.15	-0.86	30.64	30.25	0.39	30.64	29.40	1.23
Região Norte	6.17	6.72	-0.54	6.18	6.95	-0.76	8.91	10.75	-1.84 **	8.91	8.64	0.27
Região Nordeste	22.70	26.60	-3.90 ***	22.74	21.69	1.05	28.17	30.10	-1.93	28.17	28.51	-0.34
Região Centro-oeste	11.59	11.28	0.30	11.61	11.04	0.57	11.99	11.31	0.69	11.99	11.58	0.41
<i>Renda</i>												
Renda do não trabalho	388.43	306.43	82.00 ***	384.10	386.42	-2.32	1366.99	1017.50	349.49 ***	1366.99	1251.09	115.90
1º decil de renda	13.77	17.73	-3.96 ***	13.80	12.65	1.14	12.61	16.57	-3.96 ***	12.61	13.50	-0.89
2º decil de renda	6.36	7.12	-0.76	6.37	6.95	-0.57	7.75	9.98	-2.23 ***	7.75	6.51	1.23
3º decil de renda	8.36	10.15	-1.79 **	8.37	7.04	1.33	10.83	11.34	-0.51	10.83	11.31	-0.48
4º decil de renda	7.41	9.26	-1.86 **	7.42	7.71	-0.29	8.09	8.66	-0.57	8.09	8.64	-0.55
5º decil de renda	9.21	10.04	-0.83	9.23	9.13	0.10	10.01	9.67	0.34	10.01	10.14	-0.14
6º decil de renda	10.83	10.58	0.25	10.85	11.80	-0.95	9.87	9.44	0.43	9.87	10.62	-0.75
7º decil de renda	10.73	9.22	1.51	10.75	9.90	0.86	10.42	9.43	0.99	10.42	10.42	0.00
8º decil de renda	8.45	9.07	-0.62	8.47	9.04	-0.57	9.32	8.97	0.35	9.32	8.29	1.03
9º decil de renda	13.49	8.86	4.63 ***	13.42	14.08	-0.67	8.98	8.38	0.60	8.98	8.29	0.69
10º decil de renda	11.40	7.97	3.43 ***	11.32	11.70	-0.38	12.13	7.58	4.55 ***	12.13	12.27	-0.14
Pseudo R ²	0.017 (0.000)			0.006 (1.000)			0.011 (0.000)			0.009 (0.892)		

Fonte: IBGE/Pnads 1992 a 2007.

Notas: ¹T = Tratamento (tem gêmeos); ²C = Controle (tem um filho); ³Teste de diferença: T - C; Hipótese nula: T = C; * significativo a 10%.

** significativo a 5%, *** significativo a 1%; valor-p entre parênteses; médias sem ponderação.

Observando as colunas que reportam as diferenças das médias antes e depois, verificamos que após o pareamento, praticamente todas as diferenças (existentes na amostra não-pareada) entre as mulheres do grupo de tratamento e aquelas do grupo controle, se tornaram não significativas. Mostramos essa tabela apenas para o pareamento com um vizinho na amostra de mulheres de 15 a 49 anos como um exemplo, visto que tal fato se repetiu nos outros pareamentos realizados; seja variando a amostra, o período, o número de vizinhos ou a distância entre o escore de propensão das tratadas e a sua contrapartida no grupo-controle. Isso revela a qualidade dos pareamentos realizados, uma vez que eles tiveram um importante papel na redução do viés da amostra. Mesmo quando, após o pareamento, algumas diferenças se mantiveram significativas, a magnitude delas foi expressivamente reduzida nas amostras pareadas em relação às totais. Outra informação que mostra a qualidade do pareamento se encontra na última linha da TAB. A2.5. Nela, reportamos o pseudo R^2 do modelo de estimação do escore de propensão antes do pareamento e o pseudo R^2 do mesmo modelo nas amostras pareadas, além dos respectivos valores-p do teste da insignificância conjunta de todos os regressores. Segundo esse teste, nas amostras pareadas passamos a não rejeitar a hipótese nula de que as covariáveis sejam, em conjunto, não significativas para explicar o escore de propensão ao grupo de tratamento, mostrando que as mulheres tratadas e controles se tornaram bastante semelhantes, ao menos, em termos das variáveis observáveis inseridas nos modelos. Isso também ocorreu nos outros pareamentos.

ANEXO 3

TABELA A3.1.1

Efeitos marginais de filhos sobre a participação feminina no mercado de trabalho encontrados em diversos estudos *versus* as nossas estimativas

(continua)							
Autores (ano)	Método / Modelo	Amostra (mulheres)	País	Período	Efeito marginal		
Proxy para a fecundidade: Natimorto ao longo de toda a vida reprodutiva (efeito do primeiro filho)							
Pazello & Fernandes (2004)	Logito	de 15 a 52 anos, com pelo menos, um filho	Brasil	1992-1999	-10.050 ***		
		de 15 a 52 anos com apenas um filho			-10.280 ***		
		de 40 a 52 anos com, pelo menos, um filho			-5.700 ***		
Nossas estimativas ⁵	Logito	de 15 a 49 anos	Brasil	1992-1999	-11.565 ***		
		de 15 a 49 anos			-8.250 ***		
		unidas de 15 a 49 anos	Brasil	1992-1999	-9.000 ***		
		de 15 a 39 anos			-9.530 ***		
		de 40 a 49 anos	Brasil	2001-2007	-7.190 ***		
		de 15 a 49 anos			-6.400 ***		
		unidas de 15 a 49 anos	Brasil	2001-2007	-6.650 ***		
		de 15 a 39 anos			-8.810 ***		
		de 40 a 49 anos	-3.460 **				
		Proxy para a fecundidade: Gêmeos na primeira gravidez (efeito do segundo filho)					
Lérica (2006)	Probit	de 24 a 45 anos	Chile	1990-2003	-12.270		
		unidas de 24 a 45 anos			-5.690		
		de 15 a 40 anos			-2.440		
Pazello (2006)	Logito	que tiveram filhos há, 2 ou - anos	Brasil	1992-1999	-10.100 ***		
		que tiveram filhos há, entre 3 e 6 anos			-2.670		
		que tiveram filhos há, entre 7 e 12 anos			1.310		
		que tiveram filhos há, 13 ou + anos			0.070		
Nossas estimativas ⁵	Logito	unidas de 15 a 40 anos	Brasil	1992-1999	-1.270		
		de 15 a 49 anos			-3.030		
		que tiveram filhos há, 2 ou - anos	Brasil	1992-1999	-11.696 ***		
		que tiveram filhos há, entre 3 e 6 anos			-6.823		
		que tiveram filhos há, entre 7 e 12 anos	Brasil	2001-2007	-3.534		
		que tiveram filhos há, 13 ou + anos			6.744		
		unidas de 15 a 49 anos	Brasil	2001-2007	-2.541		
		de 15 a 49 anos			-3.059 **		
		que tiveram filhos há, 2 ou - anos	Brasil	2001-2007	-7.723 **		
		que tiveram filhos há, entre 3 e 6 anos			-4.498		
que tiveram filhos há, entre 7 e 12 anos	Brasil	2001-2007	-1.348				
que tiveram filhos há, 13 ou + anos			-1.994				
unidas de 15 a 49 anos	-3.340 **						
Instrumento para a fecundidade: Sexo dos dois primeiros filhos (efeito do terceiro filho em diante)							
Angrist & Evans (1998)	OLS - 2SLS	de 21 a 35 anos	Estados Unidos	1980	-12.000 ***		
		unidas de 21 a 35 anos			-12.000 ***		
		de 21 a 35 anos		Estados Unidos	1990	-9.200 ***	
		unidas de 21 a 35 anos				-10.400 ***	
Cruces & Galiani (2003)	OLS - 2SLS	de 21 a 35 anos	Argentina	1991	-7.900 **		
		unidas de 21 a 35 anos			-8.610 **		
		de 21 a 35 anos	México	2000	-6.860 *		
		unidas de 21 a 35 anos			-8.860 **		
Lérica (2006)	OLS - 2SLS	de 24 a 45 anos	Chile	1990-2003	-123.000		
	unidas de 24 a 45 anos			-119.000			
Maciel & Mesquita (2004)	Probit - 2SLS	de 24 a 45 anos	Chile	1990-2003	-160.470		
		unidas de 24 a 45 anos			-176.660		
Ebenstein (2006)	OLS - 2SLS	unidas de 21 a 35 anos	Brasil	1999	-16.780 ***		
		de 21 a 40 anos ²	Taiwan	2000	-7.970 ***		
		de 21 a 40 anos ³			-6.470 ***		
		de 21 a 40 anos ⁴	Estados Unidos	2000	-15.790 ***		
		de 21 a 40 anos ²			-8.760 ***		
		de 21 a 40 anos ³	Estados Unidos	2000	-24.940 ***		
		de 21 a 40 anos ⁴			-53.890 **		
		Nossas estimativas ⁵	OLS - 2SLS	de 15 a 49 anos	Brasil	1992-1999	-13.698
				unidas de 15 a 49 anos			-10.100
				de 15 a 39 anos	Brasil	1992-1999	-17.954
de 40 a 49 anos	-8.052						
de 15 a 49 anos	Brasil			1992-1999	-5.519 ***		
unidas de 15 a 49 anos					-4.643 ***		
de 15 a 39 anos	Brasil			2001-2007	-0.606		
de 40 a 49 anos					-10.145 ***		
de 15 a 49 anos	Brasil			2001-2007	-8.424		
unidas de 15 a 49 anos					-9.103 *		
de 15 a 39 anos	Brasil	2001-2007	-0.251				
de 40 a 49 anos			-17.850 *				
de 15 a 49 anos	Brasil	2001-2007	-5.919 ***				
unidas de 15 a 49 anos			-4.889 ***				
de 15 a 39 anos	Brasil	2001-2007	-1.074				
de 40 a 49 anos			-10.863 **				
Proxy para a fecundidade: Gêmeos na segunda gravidez (efeito do terceiro filho)							
Angrist & Evans (1998)	OLS	de 21 a 35 anos	Estados Unidos	1980	-7.900 ***		
		unidas de 21 a 35 anos			-8.700 ***		
Nossas estimativas ⁵	Logito	de 15 a 49 anos	Brasil	1992-1999	-9.678 **		
		unidas de 15 a 49 anos			-10.677 **		

Notas: * significativo a 1%, ** significativo a 5%, *** significativo a 1%.

^{2, 3, 4} Ebenstein (2006) estimou, separadamente, ²o efeito do terceiro filho, ³do quarto e ⁴do quinto sobre a probabilidade de a mãe estar trabalhando. Diferentemente dos demais autores que estimaram o efeito de um filho adicional a partir do terceiro.

⁵ Aqui estão os efeitos de filhos sobre a probabilidade das mães constituírem parte da PEA.

TABELA A3.1.2

Efeitos marginais de filhos sobre a participação feminina no mercado de trabalho encontrados em diversos estudos *versus* as nossas estimativas

(fim)					
Autores (ano)	Método / Modelo	Amostra (mulheres)	País	Período	Efeito marginal
Proxies para a fecundidade: Eventos relacionados à morte de um filho nos últimos 2 anos (efeitos do primeiro, segundo e terceiro filhos em diante)					
Natimorto					
		de 15 a 49 anos (progressão 0 p/ 1 filho)			-10.640 *
		de 15 a 49 anos (progressão 1 p/ 2 filhos)	Brasil	1984	-4.421
		de 15 a 49 anos (progressão 2 p/ 3 filhos)			-10.408 *
		de 15 a 49 anos (progressão 2 p/ 3 ou + filhos)			-10.572 *
Aborto espontâneo					
		de 15 a 49 anos (progressão 0 p/ 1 filho)			-15.108 ***
		de 15 a 49 anos (progressão 1 p/ 2 filhos)	Brasil	1984	-5.966 ***
		de 15 a 49 anos (progressão 2 p/ 3 ou + filhos)			-9.683 ***
Morte de um filho antes de completar 7 dias de vida (mortalidade perinatal)					
Nossas estimativas ⁵	Logito	de 15 a 49 anos (progressão 0 p/ 1 filho)			-3.143
		de 15 a 49 anos (progressão 1 p/ 2 filhos)	Brasil	1984	-1.618
		de 15 a 49 anos (progressão 2 p/ 3 ou + filhos)			-6.871 **
		Morte de um filho antes de completar 28 dias de vida (mortalidade neonatal)			
		de 15 a 49 anos (progressão 0 p/ 1 filho)			-4.097
		de 15 a 49 anos (progressão 1 p/ 2 filhos)	Brasil	1984	-5.166 *
		de 15 a 49 anos (progressão 2 p/ 3 ou + filhos)			-8.895 ***
Morte de um filho antes de completar 1 ano de vida (mortalidade infantil)					
		de 15 a 49 anos (progressão 0 p/ 1 filho)			-9.952 **
		de 15 a 49 anos (progressão 1 p/ 2 filhos)	Brasil	1984	-5.003 ***
		de 15 a 49 anos (progressão 2 p/ 3 ou + filhos)			-7.209 ***

Notas: * significativo a 1%, ** significativo a 5%, *** significativo a 1%.

^{2,3,4} Ebenstein (2006) estimou, separadamente, ²o efeito do terceiro filho, ³do quarto e ⁴do quinto sobre a probabilidade de a mãe estar trabalhando. Diferentemente dos demais

⁵ Aqui estão os efeitos de filhos sobre a probabilidade das mães constituírem parte da PEA.