

O Efeito de Filhos sobre a Oferta de Trabalho dos Pais sob uma Perspectiva de Gênero *

Laécia Rodrigues de Souza *
Eduardo Luiz Gonçalves Rios-Neto ♦
Bernardo Lanza Queiroz ♥

Palavras-chave: fecundidade; oferta de trabalho; mulheres.

Resumo

Nesse artigo, estudamos o efeito de filhos sobre a participação dos pais no mercado de trabalho brasileiro e sua evolução desde o ano de 1970 até 2000. Para isso, utilizamos uma fonte exógena de variação no tamanho da família: a preferência dos pais pela diversidade sexual de sua prole. A hipótese aqui assumida é que, embora a decisão de ter filhos seja uma variável endógena, a preferência dos pais por filhos de ambos os sexos é exógena. Os resultados obtidos sugerem que a maternidade afeta negativamente a participação feminina no mercado de trabalho. Fato que, como esperado, não pôde ser constatado no caso dos homens. Além disso, observamos que o declínio da fecundidade contribuiu para explicar uma parcela bastante significativa do aumento da oferta de trabalho feminina observado entre 1970 e 2000: aproximadamente 21%.

* Trabalho apresentado no III Congresso da Associação Latino Americana de População, ALAP, realizado em Córdoba - Argentina, de 24 a 26 de Setembro de 2008.

* Cedeplar/UFMG, laecia@cedeplar.ufmg.br.

♦ Cedeplar/UFMG.

♥ Cedeplar/UFMG.

O EFEITO DE FILHOS SOBRE A OFERTA DE TRABALHO DOS PAIS SOB UMA PERSPECTIVA DE GÊNERO *

Laécia Rodrigues de Souza *
Eduardo Luiz Gonçalves Rios-Neto *
Bernardo Lanza Queiroz *

1 Introdução

A relação entre filhos e o engajamento no mercado de trabalho dos pais tem sido vastamente discutida na literatura (Souto-Maior, 1990; Goldin, 1995; Rios-Neto, 1996; Angrist & Evans, 1998; Scorzafave, 2001; Cruces & Galiani, 2003; Maron & Meulders, 2007). Com relação aos homens, alguns estudos sugerem que o aumento no tamanho da família pode influenciar positivamente o comportamento do pai frente ao mercado de trabalho, de tal forma que homens sem filhos trabalhem menos, não apenas em termos da probabilidade de participação como também em termos de horas semanais trabalhadas, comparativamente àqueles que são pais (Maron & Meulders, 2007); ao passo que outros estudos indicam que a paternidade não tenha qualquer relação com a inserção masculina no mercado laboral (Angrist & Evans, 1998; Li & Zhang, 2006).

A discussão sobre a relação mercado de trabalho e filhos para as mulheres é mais complexa, uma vez que, diferentemente daquilo que ocorre com os homens, os filhos são um elemento da condição da sua inserção no mercado. Assim, diversos estudos têm analisado a associação entre o acelerado aumento da presença feminina no mercado de trabalho ocorrido desde os anos de 1970 e o concomitante declínio da fecundidade (Costa, 1990; Sedlacek & Santos, 1991; Scorzafave, 2001; Soares & Izaki, 2002). Na medida em que tais eventos vêm trazendo consigo uma reestruturação da família e, conseqüentemente uma redefinição dos papéis familiares, este tipo de análise assume especial importância (Medeiros & Osório, 2000).

Nesse contexto, o objetivo geral do presente estudo é entender melhor a associação entre filhos e mercado de trabalho para os pais, observando a evolução temporal dessa relação no Brasil, especialmente no caso das mães. 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 aumentos salariais (Maron & Meulders, 2007).

Em particular, nesse artigo estudamos o efeito da fecundidade sobre a inserção dos pais no mercado de trabalho. Entretanto, devido ao fato de “ter filhos” e “trabalhar” constituírem decisões muitas vezes tomadas simultaneamente, os métodos convencionais permitem que estimemos apenas a associação entre essas variáveis e não o efeito de uma sobre a outra. Por isso, como forma de mensurar o efeito da fecundidade sobre o trabalho dos pais, utilizamos

* Trabalho apresentado no III Congresso da Associação Latino Americana de População, ALAP, realizado em Córdoba - Argentina, de 24 a 26 de Setembro de 2008.

* Cedeplar/UFMG, laecia@cedeplar.ufmg.br.

* Cedeplar/UFMG.

* Cedeplar/UFMG.

uma variável instrumental que tem efeito direto sobre a fecundidade, mas não sobre a oferta de trabalho. Essa variável se baseia na preferência dos pais por filhos de ambos os sexos e, assim sendo, estimamos o efeito de um terceiro ou mais filhos sobre a participação das mulheres e homens no mercado de trabalho e sua evolução no período de 1970 a 2000.

Um melhor entendimento da relação filhos-trabalho é importante por diversas razões teóricas e práticas. Em termos teóricos, economistas e demógrafos têm desenvolvido uma gama de modelos que associam família e mercado de trabalho (Maron & Meulders, 2007; Papapetrou, 2004). Devido às dificuldades de uma inferência causal nessa associação¹, 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, 2007); 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). Estudos empíricos como estes, focados na associação filhos-trabalho, constituem uma forma de validar tais modelos, uma vez que testam sua aplicabilidade em diferentes contextos (Cruces & Galiani, 2003; Ebenstein, 2007).

Também em termos práticos, um maior conhecimento da relação entre filhos e participação 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).

O Brasil constitui um país particularmente interessante para este estudo, dado o persistente aumento das taxas de atividade femininas desde os anos de 1970 e as várias transformações econômico-demográficas e de estruturação do mercado de trabalho que permitiram que isso ocorresse (Costa, 1990; Bruschini & Lombardi, 1996; Wajzman, Queiroz & Liberato, 1998).

O presente estudo se baseia no trabalho de Angrist & Evans (1998) e é um dos primeiros no Brasil a analisar empiricamente e de maneira mais precisa o efeito de filhos sobre o engajamento laboral dos pais e o primeiro a utilizar os dados censitários, na tentativa de mostrar como os efeitos aqui estimados evoluíram nas últimas três décadas. Um período de tempo tão longo contém informações relevantes sobre as interações entre diferentes contextos e as variáveis determinantes do efeito dos filhos sobre a carreira profissional dos seus pais. A melhor compreensão da trajetória de homens e mulheres em um mercado de trabalho em mutação é essencial para o conhecimento da dinâmica familiar e, conseqüentemente, para o desenho de políticas de emprego que atuem de forma a contrabalançar as diferenças entre os gêneros.

2 A relação filhos-trabalho

Nas últimas décadas, tanto o papel da mulher quanto a sociedade sofreram grandes transformações. Em média, as pessoas se casam mais tarde, se divorciam com maior frequência e têm menos filhos. Ao mesmo tempo, as mulheres trabalham mais fora de casa e são mais escolarizadas (Becker, 1981; Bruschini, 2006). No Brasil, essas mudanças comportamentais se intensificaram em fins da década de 1970 (Costa, 1990; Bruschini, 1998) e suas conseqüências sobre a estrutura da família, uma das instituições mais presentes no

¹ Já que há motivos para acreditar que fecundidade e oferta de trabalho são conjuntamente determinadas (Goldin, 1990).

cotidiano das pessoas, têm sido amplamente investigadas (Souto-Maior, 1990). Como afirmam Medeiros & Osório (2000), os arranjos familiares são fatores decisivos na alocação de tempo e dinheiro entre os moradores e, portanto, determinam, inclusive, sua participação no mercado de trabalho.

Entretanto, mesmo com as mudanças ocorridas nos papéis familiares e sociais desempenhados por homens e mulheres, em geral, ainda cabe a elas a responsabilidade pelo cuidado com a casa e as crianças, enquanto eles se encarregam, grosso modo, de suprir as necessidades financeiras da família (Maron & Meulders, 2007). Dessa forma, observa-se que a decisão da mulher de integrar a força de trabalho depende não só das suas características individuais – como idade e escolaridade, 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, verifica-se que a decisão de ter filhos constitui importante decisão no âmbito familiar já que implica em um investimento dos pais, não só em termos financeiros, como também em termos de tempo disponível para a sua criação, o que pode provocar alterações nos hábitos e na oferta de trabalho por parte dos pais (Becker, 1965).

Considerando que as decisões “ter filhos” e “trabalhar” fazem parte de um mesmo processo decisório no interior da família, Scorzafave (2001) discorre sobre os determinantes da oferta de trabalho das mulheres, segundo um modelo de oferta de trabalho baseado na alocação de tempo entre os indivíduos de uma mesma família. 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”² 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). Dessa maneira, os modelos de oferta de trabalho que consideram a alocação do tempo entre os membros familiares, parecem revelar certa incompatibilidade entre filhos e trabalho dos pais (ainda que, sem entrar na discussão sobre os efeitos diferenciados entre pais e mães), já que os filhos demandam tempo e dedicação.

Dentro desse contexto, Scorzafave (2001) tenta captar os efeitos de alguns fatores sobre o salário de reserva da mulher. Segundo este estudo, a probabilidade de participação da mulher decresce quanto menor for sua escolaridade e quanto maior for a renda per capita domiciliar líquida da sua própria renda. Com relação à idade dos filhos, o autor verificou que quanto maior o número de filhos de 0 a 10 anos, menor a chance da mulher trabalhar fora. Por outro lado, essa chance aumenta quanto maior o número de filhos de 11 a 17 anos. Além disso, o fato de a mulher ser cônjuge (como uma *proxy* para “mulher casada”) reduz sua probabilidade de integrar a força de trabalho em relação a qualquer outra posição na hierarquia familiar. Diversos outros estudos apontam para essa mesma direção³.

Outro resultado que se destaca em relação às mudanças que vêm ocorrendo no mercado de trabalho é o acelerado aumento nas taxas de atividade das mulheres casadas (Kaestner, 1993; Bruschini, 1998). Com base no fato de que as mães tendem a dar prioridade à sua família e a

² Por lazer, entendem-se quaisquer atividades não relacionadas ao trabalho; dessa forma, estão incluídos os afazeres domésticos e o cuidado com os filhos, por exemplo.

³ Dentre estes, citamos Kreps & Clark (1975), Sedlacek & Santos (1991) e Maron & Meulders (2007).

ajustar seu trabalho de acordo com sua identidade familiar (Bielby & Bielby, 1989), poder-se-ia esperar um maior aumento da participação entre as mulheres não-casadas, mas fato é que “a revolução da participação feminina foi, em grande medida, a revolução das mulheres casadas — o aumento na taxa de participação das mulheres com cônjuge explica em torno de 70% do aumento na participação das mulheres” (Soares & Izaki, 2002). Desse modo, parece 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).

Dessa forma, observa-se que essas variáveis individuais e familiares sofrem influências de variáveis no nível macro e, portanto, dependendo do contexto analisado, encontram-se efeitos adversos dessas variáveis sobre a participação feminina no mercado de trabalho. Durand (1975) constitui o primeiro trabalho formal dentro desse tema. O autor realizou uma análise do padrão das taxas de atividades masculinas e femininas e constatou que as últimas são muito sensíveis às alterações estruturais e conjunturais do mercado de trabalho e, além disso, estão intimamente ligadas ao ciclo de vida do casamento e da família. Mammen & Paxson (2000) avaliaram como a inserção da mulher no mercado de trabalho varia com o nível de desenvolvimento econômico. As autoras observaram que, embora exista uma grande diversidade, em termos do tipo e da intensidade do trabalho feminino, entre países com níveis de desenvolvimento similar, alguns padrões de comportamento podem ser verificados. De uma forma geral, a relação entre participação feminina no mercado de trabalho e desenvolvimento econômico assume a forma de um “U”. Em países muito pobres, a taxa de atividade feminina é alta, embora elas trabalhem principalmente em fazendas ou empresas familiares. Com o desenvolvimento, essas mulheres inicialmente saem do mercado, em parte devido à melhora das oportunidades para os homens e, em parte devido às barreiras sociais contra o trabalho remunerado feminino. Contudo, a continuidade do desenvolvimento permite que a escolaridade feminina aumente, trazendo-as de volta ao mercado de trabalho e com ocupações de maior *status* profissional.

A estimação do efeito de filhos sobre o trabalho dos pais: como lidar com o problema da endogeneidade

A tentativa de entender melhor a relação entre filhos e trabalho dos pais, mensurando não apenas a associação entre essas variáveis, mas sim uma relação de causalidade entre elas, nos deparamos com o problema da endogeneidade. Especialmente no caso das mulheres, a interdependência entre a decisão de trabalhar e ter filhos dificulta a identificação dos papéis de causa e efeito nessa relação. Isto porque, tanto pode ser verdade que as mulheres têm tido menos filhos para terem uma maior liberdade de inserção no mercado de trabalho, quanto pode ser que a sua maior inserção no mercado de trabalho tenha dificultado o exercício da maternidade (Guedes & Alves, 2004).

Assim, a simultaneidade causal presente na relação filhos-trabalho, 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, três métodos baseados em experimentos naturais já foram utilizados: o nascimento de gêmeos (Rosenzweig & Wolpin, 1980; Pazello, 2006) e a ocorrência de natimortos (Pazello, 2006) na primeira gravidez 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). Devido ao fato de que os dois primeiros podem estar relacionados à presença de problemas de fertilidade e, portanto, se tratam de eventos raros (Pazello, 2004; Pazello, 2006), nesse estudo

utilizaremos o terceiro método (baseado na preferência dos pais por filhos de ambos os sexos).

Revisão metodológica empírica

Os pioneiros na utilização desse experimento natural para identificar o efeito puro de filhos sobre o trabalho dos pais foram Angrist & Evans (1998). Baseados 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 com, pelo menos, dois filhos. 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 é a mesma. Em relação aos maridos, os autores não encontraram qualquer associação entre número de filhos e participação no mercado de trabalho.

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 e concluíram que aquelas estimativas podem ser generalizadas aos países em desenvolvimento, ressaltando que se tratam de áreas onde os níveis de fecundidade são mais altos e a educação feminina é muito menor.

No Brasil, são escassos estudos que se baseiem na metodologia proposta por Angrist & Evans (1998) na tentativa de mensurar o efeito de filhos sobre o engajamento no mercado de trabalho dos pais. Segundo o trabalho de Maciel & Mesquita (2004), a maternidade leva a uma redução na oferta de trabalho feminina, especialmente quando se trata das mulheres menos escolarizadas. Outro estudo que aplicou a referida metodologia foi Campêlo & Silva (2005). 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 no 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.

Nessa seção, buscamos contextualizar o presente estudo na literatura relacionada à associação entre filhos e engajamento dos pais no mercado de trabalho, além de destacar algumas evidências empíricas relacionadas ao tema. Nosso trabalho contém informações que contribuem para a discussão sobre a relação filhos-trabalho, uma vez que as estimações do efeito de filhos sobre a participação ou não dos pais no mercado de trabalho, além de raras, não nos permitem ter uma idéia de como se deu sua evolução ao longo de um período tão extenso (de 1970 a 2000) e com mudanças tão significativas nas mais variadas dimensões da vida social. Assim, com o objetivo de enriquecer essa literatura, estimamos o efeito de um filho adicional a partir do terceiro filho sobre o engajamento dos pais no mercado de trabalho. Todo o procedimento necessário a esta estimação é descrito nas seções que se seguem.

3 Materiais e métodos

3.1 Fontes dos dados e restrições amostrais

Nesse trabalho, utilizamos as sub-amostras dos censos demográficos brasileiros realizados decenalmente desde 1970 até 2000, organizadas e disponibilizadas pelo IPUMS-Internacional (Integrated Public Use Microdata Series, International). As sub-amostras dos censos demográficos brasileiros de 1970 a 2000 disponíveis no IPUMS-I variam entre 5% e 6% da amostra censitária total. Em termos absolutos, os censos de 1970 e 1980 contêm 4.953.759 e

5.870.467 pessoas, enquanto nos censos de 1991 e 2000, o tamanho amostral do IPUMS-I é de 8.522.740 e 10.136.022, respectivamente (<https://international.ipums.org/international/>).

A estimação do efeito de um filho adicional a partir do terceiro filho 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, a amostra é constituída de mães com idade entre 21 e 35 anos, inclusive, e cujo filho mais velho tem, no máximo, 18 anos. Angrist & Evans (1998) explicam essas restrições à amostra através das seguintes justificativas: 1) poucas mulheres com idade inferior a 21 anos têm dois ou mais filhos; 2) ao completar 18 anos, a probabilidade do filho sair da casa dos pais aumenta; e 3) considerar mães com, no máximo, 35 anos implica em uma idade mínima à maternidade de 18 anos, o que não constitui uma amostra altamente restritiva.

A 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 quatro 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 entraram na amostra aquelas cujas mulheres foram classificadas como chefes ou cônjuges); 2) a fim de evitar associar todos os filhos do chefe (homem) ao seu atual cônjuge (que pode não ser a mãe de todas as crianças da família), primeiramente checamos se o número de crianças nascidas vivas declarado coincide com o número de crianças na família associado à mulher (na variável "relação com o chefe da família"). A amostra se restringe às mulheres para as quais essas informações coincidem; 3) retiramos da amostra as mulheres para as quais a idade ao nascimento do primeiro filho foi menor que 14 anos (como um indicador de erros nos dados ou erro na alocação das crianças às mulheres); e 4) no caso das mulheres casadas, retiramos da amostra aquelas para as quais a idade do marido ao primeiro nascimento foi menor que 14 anos (por motivo análogo ao do filtro anterior).

Com base nesses filtros amostrais definidos por Angrist & Evans (1998), de cada um dos censos realizados entre 1970 e 2000 extraímos três sub-amostras. A primeira inclui as mães de pelo menos dois filhos, com idade não inferior a 21 anos e não superior a 35 anos e cujo filho mais velho tinha menos de 18 anos. A segunda exclui dessas mulheres, aquelas solteiras, divorciadas ou que não tinham um companheiro residindo no mesmo domicílio, restando apenas as mulheres em união consensual ou legal. E, a terceira amostra é composta dos companheiros das últimas.

3.2 Estratégia de estimação

A decisão de ter filhos e a de 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 engajamento no mercado de trabalho), mas que não seja por ela influenciada (Gujarati, 2006). Uma variável que possui essas características é aquela baseada na preferência dos pais por filhos de ambos os sexos utilizada primeiramente por Angrist & Evans (1998). Essa constitui a variável-chave do presente estudo.

Com o objetivo de avaliar a influência dos filhos sobre a participação laboral dos pais, realizamos duas análises econométricas. Primeiramente, verificamos se realmente o fato de

um indivíduo ter dois filhos que sejam do mesmo sexo, aumenta a probabilidade dela ter um terceiro filho e qual a dimensão desse efeito. Em uma segunda análise avaliamos a influência desse mesmo fato, “dois filhos do mesmo sexo”, sobre a participação dos pais no mercado de trabalho (sendo que, nesse modelo – de oferta de trabalho – a variável “dois filhos do mesmo sexo” entra como uma *proxy* exógena para um aumento no número de filhos). Desse modo, estimamos, para cada amostra, dois modelos de escolha discreta, um cuja variável resposta é a oferta de trabalho (*dummy* que indica se o indivíduo trabalha ou não) e outro onde a variável resposta se refere à fecundidade⁴ (*dummy* que indica se o indivíduo tem 2 filhos ou mais de 2 filhos).

Assim, tomando-se $L(z)$ como sendo uma função de distribuição acumulada que assume valores compreendidos no intervalo $[0,1]$ para quaisquer valores de z , temos que: $\Pr(y = 1 | \chi) = L(\beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_k x_k) = L(\beta_0 + \chi\beta)$.

Em ambos os casos, o modelo de escolha discreta estimado foi o logito, onde $L(z)$ representa uma função logística $L(z) = \frac{\exp(z)}{1 + \exp(z)} = \Pr(y = 1 | \chi) = L(\chi\beta)$ na qual obtém-se o efeito

marginal de cada variável na probabilidade de resposta através da derivada parcial de L em relação à z : $\frac{\partial p(\chi)}{\partial x_i} = l(\beta_0 + \chi\beta)\beta_i$, onde $l(z) \equiv \frac{dL}{dz}(z)$.

Modelo de fecundidade

Nesse caso, a variável resposta binária y assume valor 1, se o indivíduo tem mais de 2 filhos e 0, se tem exatamente 2 filhos. Na estimação da probabilidade do nascimento de um terceiro ou mais filhos, utilizamos, além da variável *dummy* “filhos do mesmo sexo” (que assume valor 1, se ambos os filhos têm o mesmo sexo e valor zero, caso contrário), algumas características individuais (se trabalha ou não, idade, idade ao nascimento do primeiro filho, sexo do primeiro filho e anos de estudo) e de residência (se área urbana, região geográfica de residência) também foram inseridas ao modelo:

$$\Pr(\text{mais2fi} = 1 | \chi) = L(\beta_0 + \beta_1 \text{mesmosexo} + \beta_2 \text{statusTb} + \beta_3 \text{idade} + \beta_4 \text{idade}_2 + \beta_5 \text{idNascFi1} + \beta_6 \text{idNascFi1}_2 + \beta_7 \text{sexofi1} + \beta_8 \text{urbanoD} + \beta_9 \text{reg}_N + \beta_{10} \text{reg}_SE + \beta_{11} \text{reg}_S + \beta_{12} \text{reg}_CO + \beta_{13} \text{anest_cont} + \beta_{14} \text{anest_cont}_2) + \varepsilon$$

onde *mais2fi* é uma variável que assume valor 1 se o indivíduo tem mais de dois filhos e 0, se tem exatamente 2 filhos; *mesmosexo* assume valor 1 se ambos os filhos são do mesmo sexo e 0, caso contrário; *statusTb* indica se o indivíduo estava ocupado (1) ou desocupado (0) na semana de referência; *idade* é a idade do indivíduo e *idade_2* é o seu termo quadrático; *idNascFi1* é a idade do indivíduo ao nascimento do primeiro filho e *idNascFi1_2* é o seu termo quadrático; *sexofi1* é uma variável binária que indica se o sexo do primeiro filho é masculino (1) ou feminino (0); *urbanoD* assume valor 1 se a área de residência do indivíduo é urbana e 0, caso contrário; *reg_N* indica se o indivíduo reside na região Norte (1) ou em qualquer outra região do país; *reg_SE*, *reg_S* e *reg_CO* são definidas de forma análoga; *anest_cont* é uma variável contínua de anos de estudo e *anest_cont_2*, seu respectivo termo quadrático.

Esse modelo é idêntico aos modelos utilizados para as amostras que consideram todas as mulheres. Para as amostras de mulheres unidas, além dessas variáveis explicativas, julgamos

⁴ Lembrando que, nesse estudo o termo fecundidade se refere à fecundidade das mulheres com dois ou mais filhos.

importante a inserção dos anos de estudo (e do seu termo quadrático) dos respectivos companheiros⁵. Em se tratando das amostras dos companheiros, as variáveis de idade ao nascimento do primeiro filho são retiradas dos modelos.

Modelo de oferta de trabalho

Nesse caso, a variável resposta binária y assume valor 1, se o indivíduo trabalhou na semana de referência e valor zero, se não trabalhou. Na estimação da probabilidade de estar trabalhando, utilizamos, além da variável *dummy* “filhos do mesmo sexo” (1=os dois primeiros filhos são do mesmo sexo; 0=caso contrário), algumas características individuais (se tem filha ou filho com até 5 anos, de 6 a 9, de 10 a 11, de 12 a 13 e de 14 a 15 anos; idade; idade ao nascimento do primeiro filho; sexo do primeiro filho e anos de estudo), familiares (número de adultos) e de residência (se área urbana; região geográfica de residência) também foram inseridas ao modelo:

$$\begin{aligned} \Pr(\text{statusTb} = 1 | \chi) = & L(\beta_0 + \beta_1 \text{mesmosexo} + \beta_2 n_adultos + \beta_3 \text{filha5} + \beta_4 \text{filha69} + \\ & + \beta_5 \text{filha1011} + \beta_6 \text{filha1213} + \beta_7 \text{filha1415} + \beta_8 \text{filho5} + \beta_9 \text{filho69} + \beta_{10} \text{filho1011} + \\ & + \beta_{11} \text{filho1213} + \beta_{12} \text{filho1415} + \beta_{13} \text{idade} + \beta_{14} \text{idade_2} + \beta_{15} \text{idNascFi1} + \beta_{16} \text{idNascFi1_2} + \\ & + \beta_{17} \text{urbanoD} + \beta_{18} \text{reg_N} + \beta_{19} \text{reg_SE} + \beta_{20} \text{reg_S} + \beta_{21} \text{reg_CO} + \beta_{22} \text{anest_cont} + \\ & + \beta_{23} \text{anest_cont_2}) + \varepsilon \end{aligned}$$

onde *statusTb* indica se o indivíduo estava ocupado (1) ou desocupado (0) na semana de referência; *mesmosexo* assume valor 1 se ambos os filhos são do mesmo sexo e 0, caso contrário; *n_adultos* é o número de adultos que compõem a família; *filha(o)5* é uma variável binária que assume valor 1 se o indivíduo tem alguma filha(o) de até cinco anos e 0, caso contrário; *filha(o)69* indica se o indivíduo tem alguma filha(o) com idade entre seis e nove anos (1), ou não (0); *filha(o)1011*, *filha(o)1213* e *filha(o)1415* foram definidas analogamente; *idade* é a idade do indivíduo e *idade_2* é o seu termo quadrático; *idNascFi1* é a idade do indivíduo ao nascimento do primeiro filho e *idNascFi1_2* é o seu termo quadrático; *sexofi1* é uma variável binária que indica se o sexo do primeiro filho é masculino (1) ou feminino (0); *urbanoD* assume valor 1 se a área de residência do indivíduo é urbana e 0, caso contrário; *reg_N* indica se o indivíduo reside na região Norte (1) ou em qualquer outra região do país; *reg_SE*, *reg_S* e *reg_CO* são definidas de forma análoga; *anest_cont* é uma variável contínua de anos de estudo e *anest_cont_2*, seu respectivo termo quadrático.

Esse modelo foi utilizado para as amostras que consideram todas as mulheres. Para as amostras de mulheres unidas, além dessas variáveis explicativas, julgamos importante, assim como no caso anterior, a inserção dos anos de estudo dos respectivos companheiros. Ao considerarmos as amostras dos companheiros, as variáveis *dummies* indicadoras do sexo e idade dos filhos foram substituídas nos modelos por uma única variável de número de filhos.

Efeito marginal da “fecundidade” sobre a oferta de trabalho

De posse do efeito marginal da variável “filhos do mesmo sexo” sobre a probabilidade de ter mais de dois filhos $\frac{\partial \text{mais2fi}}{\partial \text{mesmosexo}}$ e do efeito marginal da variável “filhos do mesmo sexo”

⁵ Já que há estudos que sugerem que o fato de uma mulher unida trabalhar ou não, sofre influência das variáveis de trabalho do companheiro (Sedlacek & Santos, 1991).

sobre a probabilidade de estar trabalhando $\frac{\partial statusTb}{\partial mesmosexo}$, obtemos o efeito marginal que

$$\text{procuramos: } \frac{\frac{\partial statusTb}{\partial mais2fi}}{\frac{\partial mesmosexo}{\partial mais2fi}} = \frac{\frac{\partial statusTb}{\partial mesmosexo}}{\frac{\partial mais2fi}{\partial mesmosexo}}.$$

A fim de mensurar o efeito da maternidade (ou da paternidade) sobre a participação dos pais no mercado de trabalho, estimamos primeiramente o efeito da preferência dos pais sobre o nascimento de um terceiro filho e, posteriormente o efeito dessa preferência sobre a participação dos pais no mercado de trabalho. Esse procedimento constitui a nossa estratégia de estimação para lidar com o problema da endogeneidade da relação filhos-trabalho.

No modelo de fecundidade, estimamos o quanto a preferência por filhos de ambos os sexos faz com que pais cujos dois primeiros filhos sejam do mesmo sexo tenham, pelo menos, um terceiro filho (esse é o que denominamos efeito marginal da variável binária “filhos do mesmo sexo” sobre a probabilidade de nascimento de um filho adicional). Já, no modelo de oferta de trabalho, estimamos o quanto essa preferência por filhos de ambos os sexos, que funciona como uma *proxy* exógena para um aumento no número de filhos, afeta a decisão dos pais de se inserirem no mercado de trabalho.

Com base nesses dois efeitos marginais, calculamos o efeito do nascimento de um terceiro ou mais filhos (variável que seria endógena em um modelo de estimação convencional) sobre a oferta de trabalho dos pais. Assim, um efeito marginal de um terceiro ou mais filhos de -3% sobre a participação das mães, por exemplo, significa que o nascimento de um filho adicional a partir do terceiro, diminui em 3% a probabilidade de uma mãe estar inserida no mercado de trabalho.

4 Análise descritiva

Características sócio-demográficas

Mulheres de 21 a 35 anos de idade

A estratégia de estimação adotada no presente estudo 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.1 mostra a taxa de participação na força de trabalho e a probabilidade do nascimento de um terceiro filho entre as mulheres de 21 a 35 anos de idade e com, no mínimo, dois (duas) filhos (as) para os quatro anos censitários de interesse desse estudo. De maneira geral, observamos um substancial aumento na participação (que passou de 11.3% em 1970, para 39.81% em 2000) ao mesmo tempo em que a fecundidade declina acentuadamente (de forma que, a probabilidade de nascimento de uma terceira criança passou de 70.15% em 1970, para 43.38% trinta anos mais tarde).

TABELA 1
Fecundidade e oferta de trabalho
Mulheres de 21 a 35 anos de idade – Brasil – 1970 a 2000

| Amostra / Estatística | 1970 | 1980 | 1991 | 2000 |
|---|---------|---------|---------|---------|
| <i>Mulheres de 21 a 35 anos</i> | | | | |
| Número médio de crianças nascidas vivas | 2,87 | 2,38 | 2,01 | 1,75 |
| % com 2 ou mais crianças | 71,45 | 64,20 | 59,64 | 53,28 |
| % trabalhou na última semana | 13,94 | 26,55 | 37,29 | 46,13 |
| Observações | 388.355 | 527.781 | 796.737 | 926.532 |
| <i>Mulheres de 21 a 35 anos, com 2 crianças ou mais</i> | | | | |
| Número médio de crianças nascidas vivas | 3,77 | 3,35 | 2,91 | 2,70 |

| | | | | |
|--|---------|---------|---------|---------|
| % mulheres com mais de 2 crianças | 70,15 | 60,75 | 50,42 | 43,38 |
| % trabalhou na última semana | 11,31 | 21,12 | 31,00 | 39,81 |
| Observações | 276.982 | 330.446 | 489.983 | 514.693 |
| <i>Mulheres unidas de 21 a 35 anos, com 2 crianças ou mais</i> | | | | |
| Número médio de crianças nascidas vivas | 3,79 | 3,36 | 2,92 | 2,71 |
| % mulheres com mais de 2 crianças | 70,62 | 61,13 | 51,09 | 43,89 |
| % trabalhou na última semana | 8,95 | 18,39 | 27,44 | 37,25 |
| Observações | 262.358 | 310.398 | 445.610 | 457.427 |

Fonte: IBGE/IPUMSI/Censos Demográficos 1970, 1980, 1991 e 2000.

Nota: a base de dados que deu origem a esta tabela contém apenas a restrição de idade da mulher e de status marital e número de crianças quando for o caso.

Mulheres de 21 a 35 anos de idade com dois ou mais filhos e os respectivos companheiros

A TAB.2 mostra as médias/proporções das variáveis utilizadas nos modelos aqui estimados, para os anos de 1970 e 2000. 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 filhos; além de reportar também esses indicadores para os companheiros das mulheres unidas. De um modo geral, as mulheres com 2 ou mais filhos são cerca de cinco anos mais jovens que os homens e se tornam mães também cinco anos mais cedo. Com relação aos anos de estudo, houve um aumento significativo tanto para os homens quanto para as mulheres, embora tenha havido uma reversão da superioridade de instrução masculina: dentre os unidos, enquanto em 1970, os homens tinham, em média, 3.1 anos de estudo e as mulheres 2.7, em 2000, as mulheres passam a ter 6.3, enquanto os homens têm uma média de 6 anos de estudos. Em se tratando da participação na PEA, em 1970 apenas 11.5% das mulheres com, no mínimo, dois filhos trabalharam na última semana anterior à pesquisa, já em 2000, esse percentual chega à quase 40%. Ao considerarmos as mulheres casadas, vemos que em ambos os anos, essas têm uma taxa de participação inferior àquela que considera todas as mulheres. Em relação aos seus companheiros, verifica-se uma redução de 7 pontos percentuais na taxa de participação no mercado de trabalho, que passou de 97.7% em 1970 para 89.6% em 2000.

TABELA 2

Estatísticas descritivas: Mulheres de 21 a 35 anos de idade com dois ou mais filhos e seus companheiros (no caso das unidas) – Brasil – 1970 e 2000

| Estatística | 1970 | | | 2000 | | |
|---|-------------------|------------------|-----------------|-------------------|------------------|-----------------|
| | Todas as mulheres | Unidos(as) | | Todas as mulheres | Unidos(as) | |
| | | Mulheres | Homens | | Mulheres | Homens |
| Número médio de crianças nascidas vivas | 3,44 (1,61) | 3,46 (1,61) | 3,45 (1,61) | 2,59 (0,93) | 2,60 (0,94) | 2,60 (0,94) |
| Idade média | 28,45 (4,04) | 28,43 (4,03) | 33,54 (6,44) | 29,32 (3,99) | 29,34 (3,97) | 34,09 (6,54) |
| Idade média ao nascimento do primeiro filho | 20,80 (3,20) | 20,82 (3,20) | 25,94 (5,48) | 20,35 (3,21) | 20,41 (3,23) | 25,16 (5,82) |
| Anos médios de estudo | 2,69 (2,92) | 2,71 (2,93) | 3,06 (3,40) | 6,26 (3,68) | 6,25 (3,69) | 6,02 (3,98) |
| <i>Proporção de mulheres/homens</i> | | | | | | |
| com mais de dois filhos | 63,68 (48,09) | 64,07 (47,98) | | 39,03 (48,78) | 39,36 (48,85) | |
| cujos dois primeiros filhos tidos são do mesmo sexo | 50,32 (50,00) | 50,30 (50,00) | | 50,35 (50,00) | 50,34 (50,00) | |
| cujos dois primeiros filhos tidos são meninas | 24,07 (42,75) | 24,09 (42,77) | | 24,02 (42,72) | 23,91 (42,65) | |
| cujos dois primeiros filhos tidos são | 26,25 | 26,21 | | 26,33 | 26,43 | |

| | | | | | | |
|---|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|
| meninos | (44,00) | (43,98) | (44,04) | (44,10) | | |
| cujo primeiro filho é um menino | 51,32 (49,98) | 51,31 (49,98) | 51,32 (49,98) | 51,49 (49,98) | | |
| que trabalhou na semana anterior à pesquisa | 11,49 (31,90) | 9,58 (29,43) | 97,70 (14,99) | 39,91 (48,97) | 37,45 (48,40) | 89,59 (30,54) |
| Observações | 162.598 | 155.747 | 155.747 | 387.638 | 347.314 | 347.314 |

Fonte: IBGE/IPUMSI/Censos Demográficos 1970 e 2000.

Notas: Desvios-padrão entre parênteses.

A base de dados que deu origem a esta tabela difere da anterior devido às restrições constantes da TAB.A1, do anexo.

A TAB.2 também mostra alguns indicadores que caracterizam a prole das mulheres/homens objetos desse trabalho. Há um indicador para mulheres/homens com mais de dois filhos, outro para o sexo do primeiro filho, um indicador de proporção de mulheres/homens com dois ou mais filhos cujos dois primeiros filhos têm o mesmo sexo (que serve como um instrumento para o anterior) e, ainda, uma decomposição do último indicador em dois dos seus componentes: um indicador de “duas meninas” e outro de “dois meninos”. De maneira geral, enquanto em 1970, aproximadamente 64% das mulheres/homens com dois filhos tiveram um terceiro, em 2000, apenas cerca de 40% das mulheres/homens têm um terceiro filho. Além disso, nas três amostras e em ambos os anos, cerca de 50.3% das famílias com duas ou mais crianças tiveram dois filhos do mesmo sexo e, dessas, aproximadamente 52% tiveram dois meninos.

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

A preferência dos pais por uma prole sexualmente diversificada 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. 3 reporta estimativas semelhantes a essas para o Brasil entre 1970 e 2000.

TABELA 3

Proporção de mulheres de 21 a 35 anos de idade que tiveram outra criança, segundo a parturição e o sexo da criança – Brasil – 1970 a 2000

| Ano | | 1970 | | 1980 | | 1991 | | 2000 | |
|---|------------------------|--------------|--------------------------|--------------|--------------------------|--------------|--------------------------|--------------|--------------------------|
| Amostra | | % na amostra | % que teve outra criança | % na amostra | % que teve outra criança | % na amostra | % que teve outra criança | % na amostra | % que teve outra criança |
| Famílias com uma ou mais crianças | | | | | | | | | |
| Sexo do primeiro filho | (1) | 48,82 | 77,68 | 48,89 | 73,49 | 48,66 | 72,13 | 48,86 | 68,24 |
| | Menina | (49,99) | (41,64) | (49,99) | (44,14) | (49,98) | (44,84) | (49,99) | (46,55) |
| filho | (2) | 51,22 | 78,00 | 51,16 | 73,66 | 51,40 | 72,13 | 51,19 | 68,31 |
| | Menino | (49,99) | (41,43) | (49,99) | (44,05) | (49,98) | (44,84) | (49,99) | (46,53) |
| Diferença (2) - (1) | | | 0,20 | | 0,03 | | -0,22 | | 0,02 |
| <i>Valor p</i> | | | 0,23 | | 0,86 | | 0,05 | | 0,84 |
| Famílias com duas ou mais crianças | | | | | | | | | |
| Sexo dos dois primeiros filhos | (1) | 49,68 | 62,55 | 50,00 | 53,55 | 50,75 | 43,64 | 49,65 | 37,65 |
| | Um menino e uma menina | (50,00) | (48,40) | (50,00) | (49,87) | (49,99) | (49,59) | (50,00) | (48,45) |
| | Duas meninas | 24,07 | 65,13 | 24,00 | 55,92 | 23,44 | 47,80 | 24,02 | 40,62 |
| Dois meninos | (42,75) | (47,66) | (42,71) | (49,65) | (42,36) | (49,95) | (42,72) | (49,11) | |
| | 26,25 | 64,48 | 26,00 | 55,95 | 25,81 | 46,87 | 26,33 | 40,19 | |
| | (44,00) | (47,86) | (43,87) | (49,65) | (43,76) | (49,90) | (44,04) | (49,03) | |

| | | | | | | | | |
|---------------------------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|
| (2) Ambos do mesmo sexo | 50,32 (50,00) | 64,79 (47,76) | 50,00 (50,00) | 55,93 (49,65) | 49,25 (49,99) | 47,31 (49,93) | 50,35 (50,00) | 40,40 (49,07) |
| Diferença (2) - (1) <i>Valor p</i> | | 2,16 0,00 | | 2,36 0,00 | | 3,34 0,00 | | 2,70 0,00 |

Fonte: IBGE/IPUMSI/Censos Demográficos 1970, 1980, 1991 e 2000.

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. E, assim como encontrado por Angrist & Evans (1998), 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. Nos quatro anos, verificamos 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. Para citar um exemplo, em 2000, enquanto 37.7% das mães de um casal de filhos tinham um terceiro filho, em se tratando daquelas mães de dois meninos ou duas meninas esse percentual chega a 40.4%.

Análise gráfica

Preferência dos pais por filhos de ambos os sexos versus fecundidade

Na FIG.1, plotamos a proporção de mulheres que têm mais de dois filhos dentre 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 (Mesmosexo=1) ou, se é uma menina e um menino (Mesmosexo=0). Em primeiro lugar, as quatro curvas da FIG.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, embora, observemos probabilidades muito superiores de uma mulher ser mãe pela terceira vez em 1970 que em 2000 (devido à pronunciada queda da fecundidade ocorrida no período), verificamos, em ambos os anos, 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.

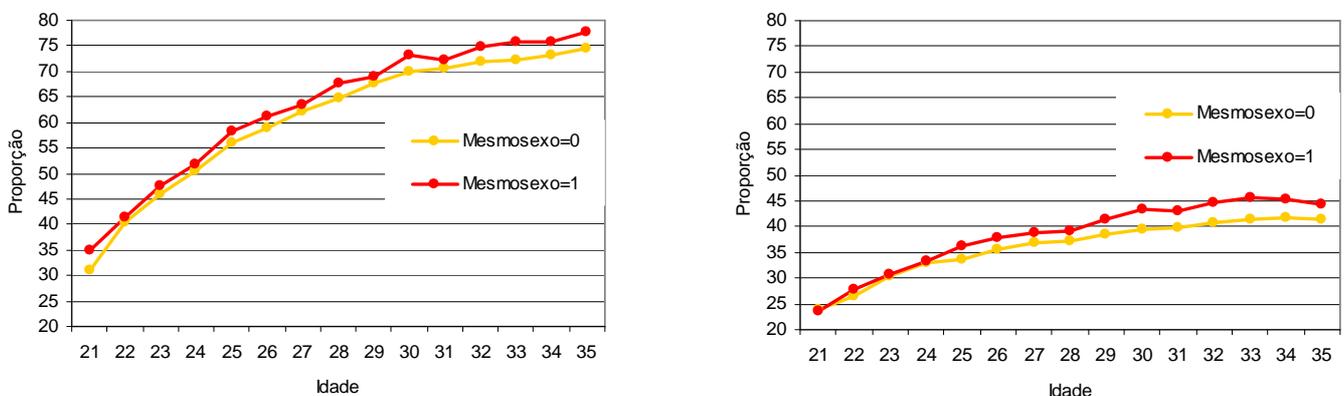


FIGURA 1

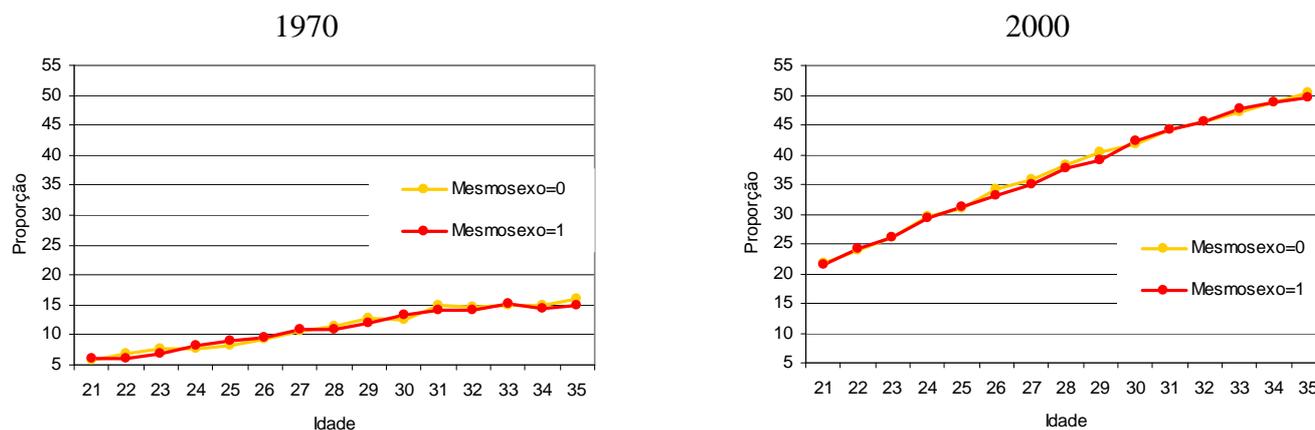
Proporção de mulheres de 21 a 35 anos de idade com mais de dois filhos, segundo sua idade e o sexo das duas primeiras crianças – Brasil – 1970 e 2000

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

A FIG.2 mostra a proporção de mulheres que trabalharam 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 (Mesmosexo=1) ou, se é uma menina e um menino (Mesmosexo=0). Diferentemente do que ocorreu na figura anterior, a FIG.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.

FIGURA 2

Taxa de atividade das mulheres de 21 a 35 anos de idade com dois filhos ou mais, segundo sua idade e o sexo das duas primeiras crianças – Brasil – 1970 e 2000



Pode ser, entretanto, que o efeito de “filhos do mesmo sexo” sobre a oferta de trabalho das mães tenha sido camuflado por alguma característica que diferencia as mulheres cujos dois primeiros filhos são do mesmo sexo daquelas que tiveram um casal de filhos. E, talvez por isso, a análise da FIG.2 não permitiu que fizéssemos inferências em relação a um possível efeito de “filhos do mesmo sexo” sobre a participação feminina no mercado de trabalho.

Com o intuito de fornecer uma análise mais “controlada” da relação entre a preferência dos pais por filhos de ambos os sexos e a oferta de trabalho por parte das mães, construímos a TAB.4. Nesta tabela, 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. Essas estatísticas foram calculadas para os anos de 1970 e 2000, como forma de ilustração. Podemos observar algumas características diferenciadas entre os grupos. Verifica-se, por exemplo, que o percentual das mulheres com filhos pequenos (de até 5 anos) é cerca de 1,1% menor para aquelas cujos dois primeiros filhos são um menino e uma menina em relação às mulheres com dois meninos ou duas meninas, tanto em 1970 quanto em 2000. A análise da TAB.4 sugere que existam algumas diferenças entre as mulheres que tiveram como primeiros filhos um menino e uma menina e as mães que tiveram dois meninos ou duas meninas. Então, considerando a maior probabilidade de uma mulher ter um terceiro filho se os dois primeiros são do mesmo sexo e,

por conseguinte, a importância dos filhos sobre a decisão de trabalhar, especialmente da mulher, passemos à análise dos resultados.

TABELA 4

Diferenças de médias das variáveis de características sócio-demográficas segundo a variável instrumental indicadora de "dois filhos do mesmo sexo"

Mulheres de 21 a 35 anos de idade com dois filhos ou mais – Brasil – 1970 e 2000

| Estadística | 1970 | 2000 |
|---|------------------|------------------|
| Idade média | 0,0291 (0,1455) | -0,0097 (0,4490) |
| Idade média ao nascimento do primeiro filho | -0,0263 (0,0960) | -0,0203 (0,0475) |
| Anos médios de estudo | -0,0063 (0,6625) | -0,0254 (0,0309) |
| Número médio de filhos tidos | -0,0481 (0,0000) | -0,0413 (0,0000) |
| Número médio de adultos na família | -0,0007 (0,5294) | 0,0004 (0,6633) |
| Proporção de mulheres (em %) | | |
| cujo primeiro filho é um menino | -1,6773 (0,0000) | -1,9178 (0,0000) |
| residentes na área urbana | 0,0418 (0,8649) | -0,4009 (0,0042) |
| residentes na região Norte | 0,4289 (0,0412) | 0,0053 (0,9706) |
| residentes na região Nordeste | -0,1851 (0,0394) | 0,1720 (0,0548) |
| residentes na região Centro-Oeste | 0,1002 (0,3999) | -0,0135 (0,8822) |
| residentes na região Sul | -0,0457 (0,8214) | -0,0229 (0,8440) |
| residentes na região Sudeste | -0,2984 (0,2273) | -0,1409 (0,3712) |
| com filho(a) de até 5 anos | -1,0830 (0,0000) | -1,1124 (0,0000) |
| com filho(a) de 6 a 9 anos | 0,0181 (0,9409) | -0,1728 (0,2695) |
| com filho(a) de 10 ou 11 anos | 0,0227 (0,9151) | -0,2264 (0,1135) |
| com filho(a) de 12 ou 13 anos | 0,3614 (0,0419) | -0,1279 (0,3172) |
| com filho(a) de 14 ou 15 anos | 0,0663 (0,6212) | -0,1172 (0,2493) |
| Observações | 162.598 | 387.638 |

Fonte: IBGE/IPUMSI/Censos Demográficos 1970, 1980, 1991 e 2000.

Nota: Valores p entre parênteses.

5 Resultados

Como no presente trabalho estamos interessados no efeito de filhos sobre a oferta de trabalho dos pais e, portanto, este não se trata de um estudo dos determinantes da fecundidade ou da oferta de trabalho, os resultados dos modelos estimados se encontram nas TABs. A1 e A2 do anexo, respectivamente⁶.

A primeira coluna da TAB. 5 apresenta os efeitos marginais da variável indicadora de dois filhos do mesmo sexo sobre a probabilidade do nascimento de um terceiro filho. Os números sugerem que há uma preferência dos pais por filhos de ambos os sexos no Brasil, na medida em que, para todas as amostras, os efeitos marginais de se ter mais de dois filhos foram significativamente positivos nos quatro anos. À exceção de 1991, no qual os efeitos foram superiores, em todos os anos, controlando pelas variáveis constantes nos modelos estimados (vide TAB. A2), o fato de se ter apenas dois filhos que sejam do mesmo sexo, aumenta a probabilidade de nascimento de um terceiro em cerca de 3%. Sendo que, de uma forma geral, essa probabilidade aumentou entre 1970 e 2000. Ademais, os efeitos tendem a ser ligeiramente inferiores para as mulheres unidas em relação ao total de mulheres, e menores ainda para os companheiros daquelas.

TABELA 5

Efeitos marginais do sexo dos dois primeiros filhos sobre a probabilidade de ter mais de dois filhos e a participação dos pais no mercado de trabalho – Brasil – 1970 a 2000

⁶ A função desse anexo é tão somente mostrar as especificações dos modelos estimados, por isso, colocamos apenas os modelos para o ano 2000.

| Ano | Amostra | Efeitos marginais sobre a probabilidade de ter mais de dois filhos ¹ ($\delta_{\text{MAIS2FI}} / \delta_{\text{MESMOSEXO}}$) (erros-padrão) | Efeitos marginais sobre a participação dos pais no mercado ² ($\delta_{\text{STATUSTB}} / \delta_{\text{MESMOSEXO}}$) (erros-padrão) |
|------|-----------------|--|---|
| 1970 | MULHERES | 0,0301*** (0,0050) | -0,0065*** (0,0021) |
| | MULHERES UNIDAS | 0,0316*** (0,0052) | -0,0059*** (0,0018) |
| | COMPANHEIROS | 0,0280*** (0,0048) | -0,0005 (0,0005) |
| 1980 | MULHERES | 0,0339*** (0,0039) | -0,007*** (0,0019) |
| | MULHERES UNIDAS | 0,0358*** (0,0041) | -0,0071*** (0,0016) |
| | COMPANHEIROS | 0,0294*** (0,0036) | -0,0000 (0,0004) |
| 1991 | MULHERES | 0,0482*** (0,0029) | -0,0090*** (0,0014) |
| | MULHERES UNIDAS | 0,0514*** (0,0028) | -0,0093*** (0,0015) |
| | COMPANHEIROS | 0,0450*** (0,0029) | 0,0003 (0,0006) |
| 2000 | MULHERES | 0,0345*** (0,0013) | -0,0124*** (0,0023) |
| | MULHERES UNIDAS | 0,0364*** (0,0014) | -0,0107*** (0,0022) |
| | COMPANHEIROS | 0,0340*** (0,0016) | -0,0000 (0,0009) |

Fonte: IBGE/IPUMSI/Censos Demográficos 1970, 1980, 1991 e 2000.

Notas: *** significativo a 1%.

¹ Para cada amostra, os modelos foram especificados tal como na TAB. A2 do anexo.

² Para cada amostra, os modelos foram especificados tal como na TAB. A3 do anexo.

Observando a terceira coluna da TAB.5, verificamos um efeito negativo da variável binária “filhos do mesmo sexo” (que indica se os dois primeiros filhos têm o mesmo sexo ou se são de sexos opostos) sobre a participação no mercado de trabalho das mães, sendo este efeito inexistente ao se tratar dos homens. Isto quer dizer que o fato da mãe ter tido dois filhos do mesmo sexo reduz a probabilidade dela se inserir no mercado de trabalho. No ano de 1970, essa redução era da ordem de 0,65% para todas as mulheres, enquanto em 2000, a chance de uma mulher – cujos dois primeiros filhos tinham o mesmo sexo – trabalhar era cerca de 1% inferior à daquelas que já experimentaram ter um menino e uma menina nas duas primeiras gestações.

Ainda que o efeito marginal de “filhos do mesmo sexo” seja pequeno, não deve ser desprezado, primeiramente, se observamos que ele tem aumentado ao longo dos anos e, em segundo lugar, mas nem por isso menos importante, se consideramos que essa variável funciona como um instrumento para captar o efeito de filhos sobre a oferta de trabalho dos pais.

Finalmente, na TAB.6 calculamos o efeito de se ter um filho adicional a partir do terceiro sobre a participação das mães no mercado de trabalho⁷. Em todos os anos, quando comparamos a amostra total de mulheres com a de mulheres unidas, vemos que um terceiro filho afeta mais negativamente a primeira. Talvez porque na amostra que considera todas as mulheres, estão incluídas as mulheres chefes de famílias monoparentais e, portanto, sem a ajuda de um companheiro pode ser ainda mais complicado conciliar trabalho e maternidade. Em 2000, por exemplo, enquanto um terceiro filho reduz a probabilidade de uma mulher unida trabalhar em aproximadamente 30% (percentual já bastante significativo), considerando-se o conjunto das mulheres, chega-se à cifra de quase 36%. Através da análise da TAB.6, também é possível observar que os filhos, mesmo com um forte impacto sobre a participação das mães no mercado de trabalho já em 1970 (efeito marginal de -21.6%), com o passar do tempo, esse impacto se torna cada vez mais negativo.

⁷ Não estimamos o mesmo efeito para os homens já que, como esperado, sua participação ou não no mercado de trabalho parece não ser influenciada pela paternidade.

TABELA 6

Efeitos marginais do terceiro filho em diante sobre a participação das mães no mercado de trabalho – Brasil – 1970 a 2000

| Ano | Amostra | Efeitos marginais ($\delta_{\text{STATUSTB}} / \delta_{\text{MAIS2FI}}^*$) |
|------|-----------------|--|
| 1970 | MULHERES | -0,216 |
| | MULHERES UNIDAS | -0,187 |
| 1980 | MULHERES | -0,206 |
| | MULHERES UNIDAS | -0,198 |
| 1991 | MULHERES | -0,187 |
| | MULHERES UNIDAS | -0,181 |
| 2000 | MULHERES | -0,359 |
| | MULHERES UNIDAS | -0,297 |

Fonte: IBGE/IPUMSI/Censos Demográficos 1970, 1980, 1991 e 2000.

Notas: * $\delta_{\text{STATUSTB}} / \delta_{\text{MAIS2FI}} = (\delta_{\text{STATUSTB}} / \delta_{\text{MESMOSEXO}}) / (\delta_{\text{MAIS2FI}} / \delta_{\text{MESMOSEXO}})$

Mulheres de 21 a 35 anos de idade, mães de pelo menos dois filhos: taxa de ocupação real versus taxa de ocupação predita pelo declínio da fecundidade

Pelo que demonstramos anteriormente, o declínio da fecundidade constitui uma mudança do lado da oferta de trabalho potencialmente importante para explicar a presença, cada vez maior, da mulher no mercado de trabalho. Nessa parte do estudo analisamos se esse potencial revelou uma contribuição significativa para o aumento da taxa de participação feminina ocorrido no período analisado, ou se esse aumento se deveu a outros fatores, que vão além da queda da fecundidade. Dessa forma, assim como mostraram Angrist & Evans (1998), procuramos responder à pergunta “quanto desse aumento da PEA feminina (das mulheres de 21 a 35 anos, com dois filhos ou mais) se deveu à queda da fecundidade a partir do terceiro filho?”. Os autores verificaram que, no caso dos Estados Unidos, embora o nascimento de um terceiro filho influencie negativamente a decisão materna de se inserir no mercado de trabalho, o aumento da participação feminina nesse mercado foi tão expressivo que o declínio da fecundidade explica apenas uma pequena parcela da mudança total ocorrida na oferta de trabalho por parte dessas mães. Diferentemente daquilo que foi encontrado por eles, nosso estudo sugere que, no Brasil, o declínio da fecundidade contribuiu de maneira expressiva para a participação cada vez maior de mulheres no mercado de trabalho.

Colocando em números o que foi dito, analisemos a TAB.7. A fim de interpretarmos essa tabela, concentremo-nos na década de 1990 (terceira e quarta colunas). Podemos observar que das mulheres de 21 a 35 anos, mães de, no mínimo, dois filhos, 50.42% tinham mais de dois filhos em 1991. Porcentagem essa que sofreu uma queda de 7.04 pontos percentuais dez anos depois. Para esse mesmo grupo de mulheres, no mesmo período, houve um aumento de 8.8 pontos percentuais na taxa de ocupação “real”⁸. Considerando que o efeito marginal médio no período compreendido entre 1991 e 2000, foi de -27.31%, cerca de 1.9 pontos percentuais (-0.2731×-7.04) do aumento da PEA feminina se deveu à queda da fecundidade ocorrida no período. Ou melhor, considerando que o percentual de mulheres ocupadas “real” aumentou aproximadamente 8.8 pontos percentuais e que, destes, 1.9 se deveram à queda da fecundidade, significa que apenas o fato das mulheres terem menos filhos explica quase 22% do aumento da participação feminina no mercado de trabalho. Essa contribuição explicativa se manteve em cerca de 20% ao longo das duas décadas anteriores.

TABELA 7

Porcentagem de mulheres ocupadas real e predita pelo declínio da fecundidade
Mulheres de 21 a 35 anos de idade, com dois ou mais filhos – Brasil - 1970 a 2000

| Indicador | Censo 1970 | Censo 1980 | Censo 1991 | Censo 2000 |
|-----------|------------|------------|------------|------------|
|-----------|------------|------------|------------|------------|

⁸ Denominamos “taxa de ocupação real”, aquela encontrada pela simples tabulação dos dados censitários.

| | | | | |
|---|--------|--------|--------|--------|
| % de mulheres com mais de 2 filhos | 70,15 | 60,75 | 50,42 | 43,38 |
| Varição na década da % de mulheres com mais de 2 filhos | - | -9,40 | -10,33 | -7,04 |
| % de mulheres ocupadas (real) | 11,31 | 21,12 | 31,00 | 39,81 |
| Varição na década da % de mulheres ocupadas (real) | - | 9,81 | 9,88 | 8,81 |
| Efeito marginal de se ter mais de dois filhos sobre a probabilidade de uma mulher que não está trabalhando, passar a trabalhar (em %) | -21,59 | -20,65 | -18,67 | -35,94 |
| % de ocupadas (predita pela queda da fecundidade) | - | 1,99 | 2,03 | 1,92 |
| Contribuição da queda da fecundidade para o aumento da taxa de ocupação feminina | - | 20,24 | 20,56 | 21,82 |

Fonte: IBGE/IPUMSI/Censos Demográficos 1970, 1980, 1991 e 2000.

6 Considerações finais e agenda para futuros estudos

No presente artigo, investigamos o efeito da fecundidade sobre a oferta de trabalho dos pais com, pelo menos, dois filhos utilizando os dados censitários brasileiros realizados entre 1970 e 2000. Para tanto, lançamos mão da variável instrumental introduzida por Angrist & Evans (1998), segundo a qual os pais preferem ter filhos de ambos os sexos, e, portanto, pais cujos dois primeiros filhos são duas meninas ou dois meninos têm uma probabilidade maior de terem um terceiro filho (em relação àqueles que possuem um casal de filhos), na tentativa de diversificar a composição sexual de sua prole.

Assim como na literatura pertinente ao tema, nossos resultados indicam que há, no Brasil, uma preferência dos pais por filhos de ambos os sexos, na medida em que aqueles que tiveram duas meninas ou dois meninos apresentam uma probabilidade superior de terem um terceiro filho. Verificamos ainda um efeito bastante significativo desse aumento no tamanho da família sobre a redução da participação feminina no mercado de trabalho. Fato que, como esperado, não pôde ser constatado no caso dos homens. Além disso, ao decompor a variação decenal ocorrida na taxa de ocupação feminina das mulheres de interesse desse estudo, observamos que o declínio da fecundidade contribuiu para explicar uma parcela bastante significativa do aumento da oferta de trabalho feminina observado entre 1970 e 2000: aproximadamente 21%.

Embora reconheçamos as limitações desse artigo, especialmente porque consideramos apenas as mulheres com, pelo menos dois filhos, ele fornece informações relevantes para a melhor compreensão do efeito da fecundidade sobre a oferta de trabalho dos pais no Brasil. 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 no caso dos companheiros dessas mulheres, cuja paternidade parece não influenciar sua participação no mercado de trabalho, ainda nos resta verificar essa lacuna. Outros aspectos que merecem ser analisados são, entre outros, as diferenças regionais e de educação que porventura existam no estudo da relação filhos-trabalho.

7 Referências Bibliográficas

- ANGRIST, J. D. & EVANS, W. N. Children and their parent's labor supply: evidence from exogenous variation in family size. *American Economic Review*, v. 88, n. 3, p. 450-477, 1998.
- BECKER, G. S. & LEWIS, H. G. On the interaction between the quantity and quality of children. *The journal of political economy*. V. 81, n. 2, Parte 2: New economic approaches to fertility. Mar/Abr. 1973.
- BECKER, G. S. A theory of the allocation of time. *Economic Journal*. N. 75, p. 493-517, 1965.
- BECKER, G. S. A Treatise on the Family. Cambridge, Massachusetts. Harvard University Press. Enlarged edition, 1981.
- BIELBY, W. T. & BIELBY, D. D. Family ties: balancing commitments to work and family in dual earner households. *American Sociological Review*. n.54, v.5, p. 776-789, 1989.
- 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, v.1, 1996.
- BRUSCHINI, C. & LOMBARDI, M. R. Trabalho, renda e políticas sociais: avanços e desafios In: O progresso das mulheres no Brasil. Brasília: Unifem, Fundação Ford e Cepia, 2006.
- BRUSCHINI, C. Trabalho feminino no Brasil: novas conquistas ou persistência da discriminação? *Latin American Studies Association*. Chicago, set. 1998.

CAMPÊLO, A. K. & SILVA, E. N. Filhos e renda familiar: uma aplicação do efeito quantílico de tratamento. *Pesquisa e Planejamento Econômico*. v.35, n.3, p. 355-377, dez. 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. Rio de Janeiro, 2006.

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. University of Michian Business School: Willian Davidson Institute Working Paper, nº 625, out./2003. 31f.

CRUCES, G. & GALIANI, S. Generalizing the causal effect of fertility on female labor supply. University of Michian Business School: Willian Davidson Institute Working Paper, nº 625, out./2003. 31f.

DURAND, John D. The labor force in economic development. New Jersey: Princeton University Press, 1975.

EBENSTEIN, A. Y. The causal effect of fertility on female labor supply: evidence from taiwanese son preference. Mai./2007.

GELINSKI, C. R. O. G. & RAMOS, I. S. Mulher e família em mutação: onde estão os mecanismos de apoio para o trabalho feminino? *Revista Mulher e Trabalho*, Porto Alegre, FEE, v. 4, p. 141-148, 2004.

GOLDIN, C. & KATZ, L. F. The power of the pill: oral contraceptives end women's career and marriage decisions. *The Journal of Political Economy*. v.110, n.4., ago./2002.

GOLDIN, C. Career and Family: College women look to the past. Cambridge: NBER Working Paper, nº 5188, jul./1995.

KAESTNER, R. Recent changes in the labor supply behavior of married couples. *Eastern Economic Journal*. vol. 19, n. 2, 1993.

LI, H. & ZHANG, J. Fertility and parental labor supply: identification based on a unique population policy. Jun. 2006.

MACIEL, M. C. & MESQUITA, C. S. O Impacto da Criação de Filhos na Oferta de Trabalho das Mães. In: Fórum BNB de Desenvolvimento, IX Encontro Regional de Economia, Uma Política Produtiva para o Nordeste, 2004, Fortaleza. Anais do IX Encontro Regional de Economia, 2004.

MAMMEN, K. & PAXSON, C. Women's work and economic development. *Journal of Economic Perspectives*. v. 14, n. 4, 2000.

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

MEDEIROS, M. & OSÓRIO, G.O. Mudanças na composição dos arranjos domiciliares no Brasil – 1978 a 1998. *Revista Brasileira de Estudos de População*. v.17, n. 1/2, p. 67-85, jan./dez. 2000.

PAPAPETROU, E. Does female employment affect fertility? Evidence from the United Kingdom. *The Social Science Journal*. n. 41, p. 235-249, 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*. V.36, no.3, p.507-538, Jul/Set. 2006.

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: XXXI ENCONTRO DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA. João Pessoa: Anpec, 2004.

PITANGUY, J. & MIRANDA, D. As mulheres e os direitos humanos. In: O Progresso das mulheres no Brasil. Brasília, 2006.

RIOS NETO, E. L.G. O impacto das crianças sobre a participação feminina na PEA: o caso das mulheres casadas urbanas. ENCONTRO DA ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 10, Belo Horizonte. Anais... Belo Horizonte: ABEP. v.1, p. 517-534, 1996.

ROSENZWEIG, M. & Wolpin, k. Natural 'natural experiments' in economics. *Journal of Economic Literature*, n. 38 v.4, 2000.

SCORZAFAVE, L. G. A evolução e os determinantes da participação feminina no mercado de trabalho brasileiro. 2001. 65f. 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. 24f. (Texto para discussão, 209).

SOARES, S. & IZAKI, R. S. A participação feminina no mercado de trabalho. Rio de Janeiro: IPEA, 2002. 27f. (TD nº 923).

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.

WAJNMAN, S.; QUEIROZ B. & LIBERATO, V. O crescimento da atividade feminina nos anos noventa no Brasil. [1998], 26f. (Apresentado no Encontro Nacional de Estudos Populacionais, 11, 1998, Caxambú, MG).

8 Anexo

TABELA A1 - Modelo de fecundidade - 2000

| Covariável | Mulheres | Mulheres unidas | Companheiros |
|------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| mesosexo | 0,0345*** (0,0013) | 0,0364*** (0,0014) | 0,0340*** (0,0016) |
| statusTb | -0,0685*** (0,0053) | -0,0680*** (0,0064) | -0,0438*** (0,0082) |
| idade | 0,1361*** (0,0066) | 0,1351*** (0,0069) | 0,0462*** (0,0023) |
| idNascFi1 | -0,1054*** (0,0078) | -0,1066*** (0,0080) | -0,0441*** (0,0009) |
| sexofi1 | -0,005*** (0,0016) | -0,0079*** (0,0018) | -0,0046*** (0,0016) |
| urbanoD | -0,0791*** (0,0144) | -0,0530*** (0,0121) | -0,0605*** (0,0113) |
| reg_N | -0,0675*** (0,0242) | -0,0802*** (0,0257) | -0,0655*** (0,0244) |
| reg_SE | -0,1403*** (0,0211) | -0,1458*** (0,0220) | -0,1199*** (0,0215) |
| reg_S | -0,1799*** (0,0173) | -0,1822*** (0,0185) | -0,1536*** (0,0195) |
| reg_CO | -0,1570*** (0,0249) | -0,1665*** (0,0267) | -0,1514*** (0,0274) |
| anest_cont | -0,0437*** (0,0022) | -0,0357*** (0,0018) | - |
| idade_2 | -0,0016*** (0,0001) | -0,0016*** (0,0001) | -0,0004*** (0,0000) |
| idNascFi1_2 | 0,0009*** (0,0002) | 0,0009*** (0,0002) | - |
| anest_cont_2 | 0,0012*** (0,0001) | 0,0012*** (0,0001) | - |
| anest_cont_mar | - | -0,0288*** (0,0018) | -0,0368*** (0,0023) |
| anest_cont_mar_2 | - | 0,0010*** (0,0001) | 0,0010*** (0,0001) |
| Observações | 387.638 | 347.314 | 347.314 |
| Pseudo R2 | 0,1541 | 0,1637 | 0,1137 |

Fonte: IBGE/IPUMSI/Censo Demográfico 2000.

Notas: Desvios-padrão entre parênteses.

*** significativo a 1%.

TABELA A2 - Modelo de oferta de trabalho - 2000

| Covariável | Mulheres | Mulheres unidas | Companheiros |
|------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| mesosexo | -0,0124*** (0,0023) | -0,0107*** (0,0022) | -0,0000 (0,0009) |
| n_adultos | -0,2193*** (0,0083) | -0,0420*** (0,0113) | - |
| filha5 | -0,0562*** (0,0068) | -0,0555*** (0,0071) | - |
| filha69 | -0,0199*** (0,0040) | -0,0167*** (0,0038) | - |
| filha1011 | -0,0128*** (0,0038) | -0,0075** (0,0033) | - |
| filha1213 | -0,0099*** (0,0041) | -0,0038 (0,0038) | - |
| filha1415 | -0,0034 (0,0062) | 0,0044 (0,0059) | - |
| filho5 | -0,0553*** (0,0077) | -0,0537*** (0,0076) | - |
| filho69 | -0,0189*** (0,0045) | -0,0159*** (0,0046) | - |
| filho1011 | -0,0199*** (0,0046) | -0,0129*** (0,0045) | - |
| filho1213 | -0,0177*** (0,0036) | -0,0100*** (0,0035) | - |
| filho1415 | -0,0290*** (0,0038) | -0,0220*** (0,0034) | - |
| idade | 0,0722*** (0,0053) | 0,0726*** (0,0060) | 0,0090*** (0,0011) |
| idNascFi1 | -0,0322*** (0,0056) | -0,0259*** (0,0054) | - |
| sexofi1 | -0,0079*** (0,0016) | -0,0083*** (0,0016) | 0,0005 (0,0008) |
| urbanoD | -0,0436** (0,0207) | -0,0458*** (0,0211) | -0,0418*** (0,0032) |
| reg_N | 0,0167* (0,0100) | 0,0248*** (0,0090) | -0,0050 (0,0117) |
| reg_SE | 0,0174 (0,0123) | 0,0170 (0,0117) | 0,0125 (0,0100) |
| reg_S | 0,1181*** (0,0233) | 0,1216*** (0,0257) | 0,0346*** (0,0082) |
| reg_CO | 0,0275*** (0,0101) | 0,0203*** (0,0094) | 0,0248*** (0,0080) |
| anest_cont | -0,0091*** (0,0024) | -0,0114*** (0,0021) | - |
| idade_2 | -0,0008*** (0,0001) | -0,0009*** (0,0001) | -0,0001*** (0,0000) |
| idNascFi1_2 | 0,0003*** (0,0001) | 0,0003*** (0,0001) | 0,0000 (0,0000) |
| anest_cont_2 | 0,0026*** (0,0002) | 0,0030*** (0,0002) | - |
| anest_cont_mar | - | 0,0065*** (0,0021) | 0,0020*** (0,0007) |
| anest_cont_mar_2 | - | -0,0007*** (0,0002) | 0,0004*** (0,0001) |
| nfilhos | - | - | -0,0080*** (0,0020) |
| idNascMar | - | - | -0,0012* (0,0007) |
| Observações | 387.638 | 347.314 | 347.314 |
| Pseudo R2 | 0,0728 | 0,0634 | 0,0311 |

Fonte: IBGE/IPUMSI/Censo Demográfico 2000.

Notas: Desvios-padrão entre parênteses.

*** significativo a 1%.