

VIÉS DE GÊNERO NO CONSUMO, NA POUPANÇA E NA OFERTA DE MÃO-DE-OBRA NO BRASIL *

Yuri Suarez Dillon Soares

Do Banco Interamericano de Desenvolvimento (BID)

Este trabalho examina a presença de viés de gênero no consumo domiciliar, na poupança e na oferta de mão-de-obra no Brasil. Apesar de encontrarmos algumas diferenças no consumo domiciliar de produtos para adultos, possivelmente resultantes de preferências assimétricas por gênero, os resultados mais expressivos são os grandes efeitos do viés na oferta de mão-de-obra das mães, verificados nas diferentes especificações dos modelos. Esses efeitos são plenamente coerentes com a substituição das mães pelas meninas na função de produção domiciliar.

1 INTRODUÇÃO

A questão da alocação dos recursos intradomiciliares e o conseqüente papel do gênero têm sido assunto de crescente interesse no Brasil. Tanto do ponto de vista acadêmico como das políticas públicas, os diversos papéis de homens e mulheres no domicílio têm sido cada vez mais objeto de pesquisa. Exemplos disso nas políticas públicas podem ser encontrados nos diferentes programas de renda mínima (do tipo Bolsa-Escola), que quase sempre repassam os recursos para a mãe, quando ela está no domicílio.

Do ponto de vista acadêmico, esse interesse vem gerando trabalhos teóricos e empíricos sobre o papel que o gênero tem na alocação dos recursos no domicílio, assim como sobre a dinâmica das crianças nos domicílios. A maior disponibilidade de dados de alta qualidade — geralmente na forma de pesquisas domiciliares sobre consumo, renda e poupança, e oferta de mão-de-obra — tem facilitado os trabalhos nos dois temas. Além disso, inovações teóricas permitem uma análise mais rigorosa desses dados mediante a elaboração de diferentes modelos de comportamento familiar.

Apesar da proliferação dos trabalhos sobre o gênero e o papel das crianças, menos atenção tem sido dada à função do sexo da criança na alocação domiciliar. Evidências das diferenças de gênero estão presentes em numerosos aspectos da microeconomia: na discriminação no mercado de trabalho, nas diferenças das oportunidades educacionais, assim como no papel desempenhado por homens e mulheres nos domicílios. No entanto, meninos e meninas recebem os mesmos recursos nos domicílios? Os meninos são substitutos ou complementos na produção domiciliar e na participação no mercado de trabalho dos pais? E as meninas?

* Este trabalho tornou-se possível, em parte, pelo apoio do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). O autor agradece ao IPEA o fornecimento dos dados e o ambiente da pesquisa. Agradece também a John Strauss, David Neumark, Jeffrey Biddle e Sergei Soares pelas observações nos primeiros rascunhos, assim como a dois pareceristas desta revista por suas sugestões.

Para responder a algumas dessas perguntas, utilizamos, neste trabalho, a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 1981-1999 e a Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) de 1995-1996.

Muito do que se escreveu sobre o papel do gênero das crianças nos domicílios tem origem na constatação de viés de gênero existente no sul da Ásia. Rosenzweig e Schultz (1982) registraram a existência de taxas de sobrevivência mais baixas para mulheres do que para homens na região. Em estudos sobre a mortalidade feminina, Sen (1989) e Coale (1991) explicam essas evidências como resultado do tratamento diferencial entre meninos e meninas. O viés de gênero também se apresenta nas diferenças antropométricas e nutricionais entre meninos e meninas (quase exclusivamente do subcontinente indiano).¹

As tentativas de identificar o efeito do sexo da criança no consumo são poucas. Utilizando os dados do International Crops Research Institute for the Semi-Arid Tropics (Icrisat), tanto Deolalikar e Rose (1998) quanto Browning e Subramaniam (1995) analisaram o efeito do sexo da criança no consumo domiciliar, que eles denominam *gender shock*. Na análise de Deolalikar e Rose, o nascimento de um menino, em comparação ao de uma menina, está associado a um aumento no consumo familiar e a uma diminuição na renda advinda da produção agrícola. Os resultados de Browning e Subramaniam mostram que o consumo com produtos para adultos não aumenta quando nasce uma menina, mas sim quando nasce um menino. Eles argumentam que isso é coerente com uma renda maior esperada do trabalho do menino ou com um custo menor no futuro,² devido à ausência do dote. Outros estudos, como o de Bhalotra e Atfield (1998), não encontraram nenhuma diferença sistemática nos padrões de consumo doméstico devido ao sexo da criança.

Deaton (1989 e 1997) usa uma abordagem diferente. Em vez de analisar o efeito do nascimento da última criança, ele observa os efeitos relativos do número de meninos e de meninas sobre o consumo geral da família e no consumo de produtos para adultos, utilizando o que chama de *outlay equivalency ratios* (*oer*).

1. Quanto à revisão das evidências de nutrição, saúde e antropometria, ver Drèze e Sen (1989) e Harris (1990).

2. Browning e Subramaniam tentam diferenciar entre três motivos para as diferenças no consumo e na poupança. O primeiro é que as famílias indianas rurais preferem meninos a meninas, o segundo é que há retornos líquidos maiores associados a um menino e o terceiro é que há despesas maiores com o casamento associadas ao fato de se ter uma menina. Eles demonstram que, se as famílias têm preferências pelos meninos, o consumo de produtos para adultos deve cair após o nascimento de um menino, uma vez que as famílias os substituem por produtos que o menino irá consumir. O consumo total também deve aumentar. Devido ao fato de o consumo de produtos somente para adultos aumentar com o nascimento de um menino, os autores concluem que a evidência das vilas do Icrisat é consistente com o motivo das despesas com o casamento e com o motivo dos retornos líquidos maiores. Se os meninos representam um bem produtivo maior, as famílias têm uma renda maior permanente após o nascimento de um menino e, assim, se espera um aumento no consumo de todos os produtos, incluindo os produtos para adultos. Mas isso também é verdadeiro se as meninas representam despesas maiores do que os meninos. Então, se nascer um menino, as famílias terão uma renda permanente maior porque não terão de pagar um dote no futuro.

No entanto, Deaton não encontrou nenhuma diferença estatisticamente significativa entre os *oers* para meninos e meninas.³

Ensaio sobre viés de gênero na oferta de mão-de-obra são escassos. Lundberg e Rose (2002) encontram-se entre os poucos que investigaram o efeito do gênero da criança na oferta de mão-de-obra domiciliar. Utilizando dados dos Estados Unidos, eles observaram que o pai trabalhava significativamente mais em resposta ao número de meninos na família do que em resposta ao número de meninas e concluíram que esse efeito é coerente com as diferenças nas preferências. No entanto, Lundberg e Rose não consideram o papel dos irmãos e das irmãs na função de produção domiciliar como uma possível fonte de viés de gênero na oferta de trabalho dos pais. Quer dizer, meninos e meninas podem substituir os pais na função de produção doméstica de forma assimétrica.

Com exceção de Lundberg e Rose, os estudos citados usam um modelo unitário de comportamento doméstico, embora seja, sem dúvida, possível desenvolver essas questões em modelos mais flexíveis — e há vantagens distintas em fazê-lo. Também utilizamos, implicitamente, um modelo unitário, devido, principalmente, à simplicidade de interpretação.⁴ Ao longo do texto comentaremos a respeito da significância da nossa escolha de modelo sobre os resultados obtidos.

O restante do trabalho é organizado da seguinte forma. A Seção 2 descreve os dados. A Seção 3 explica o modelo empírico. A Seção 4 apresenta os resultados. Por último, a Seção 5 conclui o trabalho.

2 DADOS

Utilizamos a POF de 1995-1996 e as PNADs de 1981-1999 para avaliar o efeito do gênero da criança no consumo domiciliar e nas decisões sobre a oferta de mão-de-obra.⁵ Uma análise também é feita somente com a PNAD de 1996, visando a uma comparabilidade maior com os resultados da POF de 1995-1996. A POF contém informações detalhadas sobre o consumo e a renda domiciliares, bem como características pessoais e demográficas relativas aos membros da família,

3. Deaton demonstra que cada criança na família traz novas necessidades, de modo que a criança recém-chegada atua como uma redução na renda. Na ausência do viés de gênero, os coeficientes de redução nas despesas com produtos para adultos, devido a essa criança, e de redução nas despesas, em consequência de uma mudança na renda, devem ser os mesmos, seja um menino ou uma menina a nascer. Ele divide os grupos em células idade-sexo e compara os coeficientes de equivalência de consumos utilizando a Pesquisa de Padrões de Vida da Costa do Marfim e da Tailândia de 1985, mas descobre que as diferenças nos coeficientes de equivalência de consumos para meninos e meninas não são significativas para alguns grupos etários. O modelo usado para criar os coeficientes de consumos é uma extensão da função empregada por Working (1943), alterado para incluir categorias demográficas.

4. Quanto a exemplos de modelos de barganha, ver os trabalhos realizados por Manser e Brown (1980), McElroy e Horney (1981), McElroy (1990) e Lundberg e Pollak (1993). Quanto à descrição do modelo unitário, ver Behrman, Pollak e Taubman (1982).

5. Observe-se que as PNADs não foram realizadas em 1991 e 1994.

tais como idade e nível de instrução. A pesquisa foi realizada entre 1995 e 1996 e abrange as 11 maiores áreas metropolitanas brasileiras. No total, 19.816 famílias foram entrevistadas.

As informações apresentadas pela POF estão disponíveis em várias categorias. Utilizamos duas: educação e produtos para adultos. A seleção da primeira categoria justifica-se porque representa, em parte, os investimentos em capital humano, e a segunda por ser um produto atribuível, uma vez que é consumido somente pelos adultos das famílias. Na análise incluímos ainda cálculos relativos ao consumo doméstico total, bem como à poupança.⁶ O consumo é avaliado por dois métodos. O consumo dos itens diários é avaliado segundo o método da caderneta, no qual a família anota o consumo dos itens diários, e para os itens comprados com menos frequência, o consumo é avaliado por meio de perguntas retrospectivas. Todos os valores monetários estão deflacionados a reais de setembro de 1996.

Comparadas à POF, as PNADs são pesquisas de escala muito maior. Enquanto a POF abrange apenas as 11 maiores áreas metropolitanas, a PNAD é uma amostra representativa de todo o país, tanto rural quanto urbano; as únicas áreas não abrangidas pela pesquisa são algumas áreas rurais da região Norte. Usamos as PNADs na nossa análise de oferta de mão-de-obra porque os dados sobre essa oferta não existem na POF. Tanto para a POF quanto para a PNAD nosso interesse está nas famílias chefiadas por casais, logo são excluídas as famílias monoparentais.⁷ Na inclusão de dados, todas as observações sem valores relativos a idade ou instrução foram descartadas, bem como todas as famílias com pai/mãe solteira ou ausente. Isso nos deixa com um total de 10.947 famílias no conjunto de dados da POF. Para as 17 seções transversais da PNAD, os tamanhos das amostras variam, sendo a menor pesquisa a de 1986 (65.446) e a maior, a de 1989 (119.651).

A Tabela 1 apresenta um resumo estatístico das variáveis usadas nas duas análises. É importante observar que, embora as análises sejam feitas utilizando-se os dados das pesquisas em domicílios, essas duas populações são bastante diferentes. A população metropolitana representada pela POF é mais instruída: nela, 15% dos maridos têm, pelo menos, um ano de faculdade (12% para as esposas). Já na PNAD, que representa quase toda a população brasileira, somente 11% da

6. Uma vez que algumas famílias não pagam aluguel (são proprietárias ou moram na casa de parente) ou não relatam qualquer aluguel, um valor é atribuído a essas famílias. Esse valor é previsto regredindo o aluguel daqueles que alugam com base no número de aposentos na casa, o número de quartos, variáveis *dummies* para o tipo de fornecimento de água (sem água, água de poço, água encanada, água da cidade), variáveis *dummies* para o tipo de esgoto (sem esgoto, esgoto da cidade, esgoto do condado), bem como uma variável *dummy* para o tipo de construção do domicílio (rústica, temporária, sem chão permanente, chão com cimento permanente). A poupança é calculada como depósitos líquidos e compras de instrumentos financeiros, bem como pagamentos de hipotecas, líquidos do aluguel atribuído. Além disso, a compra das casas pagas em dinheiro também foi considerada como poupança.

7. Embora utilizamos "mãe" e "pai" em todo o texto, casais sem filhos também fazem parte da nossa amostra.

TABELA 1
ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS, PNAD E POF (AMBAS DE 1996)

PNAD		POF	
Escolaridade da Mãe			
Menos que quarta série primária	0,230	Menos que a quarta série primária	0,204
Quarta série primária	0,171	Quarta série primária	0,182
Primário incompleto	0,168	Primário incompleto	0,165
Primário completo	0,118	Primário completo	0,122
Secundário incompleto	0,046	Secundário incompleto	0,053
Secundário completo	0,164	Secundário completo	0,157
Superior	0,094	Superior	0,118
Escolaridade do pai			
Menos que a quarta série primária	0,235	Menos que a quarta série primária	0,202
Quarta série primária	0,185	Quarta série primária	0,181
Primário incompleto	0,152	Primário incompleto	0,153
Primário completo	0,118	Primário completo	0,129
Secundário incompleto	0,044	Secundário incompleto	0,052
Secundário completo	0,146	Secundário completo	0,137
Superior	0,106	Superior	0,147
Número de crianças			
...		Filho até 5 anos	0,254
...		Filha até 5 anos	0,229
Filho até 9 anos	0,475	Filho de 6 a 9 anos	0,171
Filha até 9 anos	0,467	Filha de 6 a 9 anos	0,164
Filho de 10 a 11 anos	0,097	Filho de 10 a 11 anos	0,084
Filha de 10 a 11 anos	0,095	Filha de 10 a 11 anos	0,079
Filho de 12 a 13 anos	0,098	Filho de 12 a 13 anos	0,092
Filha de 12 a 13 anos	0,092	Filha de 12 a 13 anos	0,084

(continua)

(continuação)

PNAD		POF	
Filho de 14 a 15 anos	0,097	Filho de 14 a 15 anos	0,090
Filha de 14 a 15 anos	0,093	Filha de 14 a 15 anos	0,080
Tamanho do domicílio	4,190		4,060
		Em reais de 1996	Porcentagem de I
Renda domiciliar anual, I		20.777,90	100,00
Poupança domiciliar anual, S ^a		673,05	3,24
Consumo domiciliar anual, C		19.276,32	92,77
			Porcentagem de C
Gastos com educação	...	622,10	3,23
Gastos com produtos para adultos	...	573,20	2,97

^a A poupança domiciliar é calculada do seguinte modo: investimento líquido + pagamento de financiamento de casa própria (menos depreciação). Se um imóvel é comprado em espécie, o montante total é considerado poupança. Consumo inclui aluguéis imputados, mas não inclui pagamento de financiamento da casa própria.

população atingem esse nível de escolaridade (9% para as esposas). Do outro lado do espectro, vemos que, na PNAD, 24% dos maridos não chegaram a concluir a escola primária, comparados com 20% da POF. Os resultados são similares para as esposas. Isso é coerente com o fato de a POF ser uma pesquisa que abrange somente as principais áreas urbanas, que são tipicamente mais ricas e instruídas.

Podemos também observar na Tabela 1 a divisão do consumo, por categoria. Os valores são fornecidos na coluna inferior à esquerda e as porcentagens, à direita. O consumo médio é de 93% da renda doméstica, enquanto a poupança soma somente 3,2% da renda total.⁸ O gasto com a educação é responsável por pouco mais de 3% do consumo total e os produtos para adultos, por pouco menos de 3%.⁹

8. Certamente isso se deve, em parte, a uma grave submensuração da poupança. Consideramos somente as contribuições líquidas para as contas de poupança e fundos de investimentos, mais os pagamentos de hipotecas, líquidos do aluguel atribuído. A compra de bens duráveis (tais como automóveis) é, com certeza, por um lado poupança e, por outro, consumo. No entanto, uma vez que não encontramos nenhum modo confiável para dividir tais compras em poupança e consumo, simplesmente omitimos os bens duráveis da poupança como um todo.

9. Nossa definição de produtos para adultos, pelos motivos explicados mais adiante no texto, inclui roupas para adultos, jogos de azar e álcool e exclui as despesas com produtos do tabaco.

3 MODELO

Há, basicamente, quatro modos através dos quais o viés de gênero pode surgir:

- a) preferências assimétricas por meninos ou meninas;
- b) diferenças entre rendimentos dos meninos e das meninas no futuro;
- c) diferenças de custo; e
- d) diferenças de gênero na relação entre rendimentos auferidos no mercado de trabalho e na produção domiciliar.

Diferenças nas preferências do domicílio por meninos e meninas ou diferenças entre as preferências do pai e da mãe (tipicamente ocorrem em um modelo de barganha familiar) podem levar a um viés de gênero no consumo ou na oferta de trabalho. Entretanto, a direção desses efeitos é ambígua: por exemplo, se o aproveitamento do lazer for maior para um pai com filhos do que para um pai com filhas, isso pode levar a uma redução da sua oferta de emprego; por outro lado, a mesma diferença nas preferências pode levá-lo a trabalhar mais, de modo que possa comprar mais produtos para seu filho. O que podemos afirmar é que preferências assimétricas favoráveis a meninos levam a menor consumo de produtos para adultos, quanto mais meninos houver na família. Esse viés deverá se manter, qualquer que seja o nível de consumo total.

Se a expectativa for de que os ganhos futuros de meninos sejam maiores do que os de meninas, então o nascimento de um menino levará a dois efeitos. O primeiro é um efeito renda, pois o nascimento de um menino representa maiores rendas futuras para a família, e espera-se que a família reaja aumentando o consumo presente. Além disso, se o lazer for um bem normal, a família reagirá a aumentos na renda futura com reduções na oferta de mão-de-obra, embora isso possa também depender da relação entre o tempo dos pais e outros insumos nas funções de produção de capital humano de seus filhos e filhas.¹⁰ É importante observar que, mesmo que os pais não possam (ou queiram) usufruir em vida das futuras rendas de seus filhos, a existência de altruísmo levará a diferentes alocações de recursos de acordo com o gênero de seus filhos. Um exemplo é a opção dos pais, preocupados com o bem-estar de seus filhos após saírem do domicílio, de fazer transferências maiores para as filhas, para compensar maiores retornos de mercado ao investimento no menino. Uma utilidade marginal maior associada a rendas menores para uma filha levariam os pais a fazer essa opção por transferências desiguais. Na expectativa dessas transferências maiores, eles podem aumentar a oferta de mão-de-obra e diminuir o consumo.

10. Por exemplo, se as mães forem melhores na transmissão de capital humano às filhas, talvez o nascimento de uma filha leve a mãe a passar menos tempo trabalhando e mais tempo investindo na filha. Nesse caso, é possível que o produto marginal de seu tempo compense pelo efeito da renda em seu lazer.

Os maiores ganhos dos meninos no mercado de trabalho também podem levar a um efeito de substituição. Se os filhos representarem um ativo produtivo para uma família, então as famílias podem substituí-lo por outros ativos em proporção maior do que para filhas. Isso poderia manifestar-se como mais escolaridade, cuidados maiores com a saúde ou, no caso de famílias próximas à pobreza, mais alimentação dada ao menino do que a que seria oferecida à menina. Este efeito de substituição pode também implicar mais tempo gasto com as crianças, à medida que o tempo de cada um dos pais entra na função de produção de capital humano da criança.

Uma terceira origem para o viés de gênero pode ser mediante custos diferenciais para meninos e meninas, sendo semelhante ao efeito renda associado aos retornos de mercado diferenciais para os gêneros. Conforme mencionado, estudos realizados na Índia sobre o viés de gênero gerado por custos diferenciais se concentraram nas despesas com casamento, que são maiores quando as meninas se casam [ver Browning e Subramaniam (1995)]. No entanto, uma vez que não existe nenhuma instituição como o dote no Brasil, seria necessário encontrar razões plausíveis para esses custos diferenciais.

Finalmente, os filhos podem representar um ativo produtivo menor na função de produção dos domicílios. Esse seria o caso, por exemplo, se as filhas fossem mais capazes de cuidar de seus irmãos menores ou de desempenhar outras atividades domésticas.¹¹ Em contrapartida, se os meninos recebem um salário maior do que o das meninas, eles podem representar um ativo mais produtivo no mercado de trabalho. Nos dois casos, os filhos e as filhas podem substituir a oferta de mão-de-obra dos pais assimetricamente, seja na produção doméstica ou no mercado de trabalho. Além disso, à medida que essa substituição tenha um efeito na renda, o consumo também pode ser afetado.

3.1 Coeficientes de equivalência de gasto

Para analisar um possível viés de gênero no consumo, a nossa primeira abordagem segue a metodologia desenvolvida por Deaton (1997). O critério adotado se centraliza na formulação de um grupo de produtos que têm como característica comum reagir da mesma forma a mudanças no número de crianças no domicílio. O consumo dos produtos selecionados não deve estar associado a efeitos de substituição devido à idade ou ao sexo da criança. Quer dizer, o acréscimo de um menino ou de uma menina ao domicílio deve ter somente o efeito da renda sobre o consumo, na medida em que esse acréscimo pode ser visto como redução na

11. Esse também seria o caso se fosse simplesmente menos provável que os meninos ajudassem na produção doméstica devido a regras sociais.

renda. Uma escolha inadequada seria, por exemplo, a opção por produtos alimentícios, uma vez que a soma de um menino ou uma menina à estrutura da família também afetaria o consumo de alimentos e, assim, causaria efeitos de substituição. Os produtos para adultos seriam uma opção adequada, considerando-se que eles não são consumidos pelas crianças e, conseqüentemente, são produtos atribuíveis. Nesse caso, um número maior de crianças em uma família afetaria o consumo de produtos para adultos somente na medida em que elas representassem uma redução na renda doméstica disponível para tais produtos. Os produtos que têm essa propriedade são denominados *demograficamente separáveis* das crianças.¹²

Defina x_i como despesas com o produto i , x como as despesas totais e z como um vetor das características demográficas. Agora, considere uma função que relacione as despesas com produtos para adultos x_i às despesas totais e às características domésticas.

$$x_i = f(x, n, z) \quad (1)$$

onde x_i é a despesa com o produto i , x é o consumo total e n indica um vetor da composição demográfica de idade e gênero. De acordo com a definição de produtos para adultos descrita anteriormente, a razão entre a mudança na despesa com o produto i devido a uma alteração no número de membros do grupo demográfico r (r indexa tanto sexo como idade no domicílio), n_r , e a propensão marginal em se gastar com o produto deve ser a mesma para todos os produtos para adultos. Quer dizer, um grupo de produtos x_1, x_2, \dots, x_g é um conjunto de produtos para adultos se e somente se:

$$\frac{\frac{\partial x_1}{\partial n_r}}{\frac{\partial x_1}{\partial x}} = \frac{\frac{\partial x_2}{\partial n_r}}{\frac{\partial x_2}{\partial x}} = \dots = \frac{\frac{\partial x_g}{\partial n_r}}{\frac{\partial x_g}{\partial x}} \quad \text{para todas as categorias de crianças} \quad (2)$$

Deaton define um coeficiente de equivalência de gastos (*oer*) como a mudança nas despesas *per capita* causada pelo aumento unitário no número de membros da família no grupo r :

12. Deaton, Ruiz Castillo e Thomas (1989) desenvolveram preferências que são consistentes com a separabilidade demográfica utilizando uma estrutura de modelo unitário. Deaton (1997) demonstra a separabilidade demográfica utilizando um modelo de barganha pareto-eficiente desenvolvido por Chiappori (1992) e Bourguignon *et alii* (1994).

$$oer_{ir} = \left(\begin{array}{c} \frac{\partial x_i}{\partial n_r} \\ \frac{\partial n_r}{\partial x_i} \\ \frac{\partial x}{\partial x} \end{array} \right) \frac{n}{x} \quad (3)$$

A definição de produtos para adultos pode ser reescrita nos termos dos *oers*:

$$oer_{1r} = oer_{2r} = \dots = oer_{gr} \text{ para todas as categorias de crianças} \quad (4)$$

A fim de estimar um *oer*, seguimos Deaton em nossa especificação de uma curva de Engle. Neste trabalho postulamos uma relação linear entre a cota da despesa com cada produto e o logaritmo da despesa *per capita* total. Trata-se do mesmo tipo de curva de Engle proposta por Working (1943).

$$\frac{x_i}{x} = \alpha_i + \beta_i \ln\left(\frac{x}{n}\right) + \eta_i \ln(n) + \sum_1^{J-1} \gamma_{ij} \left(\frac{n_j}{n}\right) + \delta_i z + u_i \quad (5)$$

onde n é o tamanho total da família e n_j é o número de pessoas na categoria j . Observe-se que apenas $J-1$ são estimados. O grupo omitido, grupo J , é o grupo dos adultos. Os outros dez grupos são meninos nas faixas etárias 0-5, 6-9, 10-11, 12-13 e 14-15 e meninas nas faixas etárias 0-5, 6-9, 10-11, 12-13 e 14-15. A partir da equação (5), pode-se calcular os *oers* da seguinte maneira:

$$oer_{ir} = \frac{\eta_i - \beta_i + \gamma_{ir} - \sum_1^{J-1} \gamma_{ij} \left(\frac{n_j}{n}\right)}{\beta_i + \frac{x_i}{x}} \quad (6)$$

Os erros-padrão da equação (6) são calculados usando o método delta.¹³ Quatro grupos de produtos da POF foram testados como possíveis produtos para adultos: tabaco, álcool, jogos de azar e roupas para adultos.

Duas séries de testes são realizadas usando os *oers*, relatados na Tabela 2. A primeira série é um teste de separabilidade demográfica dos produtos para adultos. Em outras palavras, utilizamos uma estatística de Wald para testar a equação

13. Quanto a uma descrição das fórmulas utilizadas para calcular os erros-padrão e quanto àquelas usadas para calcular a estatística de Wald, ver Deaton, Ruiz Castillo e Thomas (1989).

TABELA 2
OERS DE PRODUTOS PARA ADULTOS

Categoria de idade	Produtos para adultos ^a				Fumo		Jogos de azar		Roupas para adultos		Alcool	
	Filhos		Filhas		Filhos		Filhas		Filhos		Filhas	
	Diferença entre coeficientes											
Até 5 anos	-0,067 (0,092)	-0,212* (0,096)	0,145** (4,350)	-0,060 (0,368)	-0,674 (0,386)	-0,072 (0,364)	-0,793* (0,381)	-0,174 (0,094)	-0,091 (0,098)	-0,401 (0,301)	-0,363 (0,315)	
De 6 a 9 anos	-0,481** (0,118)	-0,543** (0,122)	0,062 (0,253)	0,405 (0,479)	0,068 (0,496)	-0,445 (0,470)	-0,970 (0,487)	-0,445** (0,122)	-0,468** (0,126)	-0,709 (0,389)	-0,577 (0,403)	
De 10 a 11 anos	-0,398* (0,175)	-0,509** (0,185)	0,111 (0,192)	0,182 (0,707)	0,634 (0,747)	-0,305 (0,695)	-0,508 (0,736)	-0,326 (0,180)	-0,404 (0,190)	-0,882 (0,574)	-1,090 (0,608)	
De 12 a 13 anos	-0,419* (0,175)	-0,072 (0,178)	-0,347 (1,940)	1,095 (0,709)	-0,378 (0,721)	-0,314 (0,696)	1,376 (0,708)	-0,382* (0,180)	-0,117 (0,183)	-0,721 (0,575)	-1,119 (0,586)	
De 14 a 15 anos	0,303 (0,178)	0,558 (0,183)	-0,255 (1,030)	1,039 (0,719)	-0,358 (0,738)	-0,684 (0,705)	-0,840 (0,725)	0,582** (0,182)	0,710** (0,188)	-0,357 (0,583)	0,968 (0,600)	

^a Um teste de Wald para a igualdade das razões entre produtos rejeitou todas as possíveis combinações de produtos para adultos. Entretanto, a análise visual mostra que os coeficientes para jogos de azar, roupas para adultos e álcool têm o sinal apropriado, pelo menos para os três primeiros grupos de idade. Portanto, esses três são usados como produtos para adultos (o fumo é excluído). Note-se que uma percentagem grande dos domicílios não registra gastos com fumo, álcool ou jogos de azar. Os erros-padrão se encontram entre parênteses e as estatísticas de Wald em itálico.

* Indica um coeficiente significativo a 5%.

** Indica um coeficiente significativo a 1%.

(4) para cada grupo etário de meninos e meninas. A segunda série é um teste de viés de gênero *per se*. Se meninos e meninas são, de fato, demograficamente separáveis para um determinado grupo de produtos, os *oers* para meninos e meninas do mesmo grupo etário devem ser os mesmos. Diferenças entre os coeficientes, se encontradas, constituem evidência de que as famílias preferem crianças de um sexo em vez do outro ou, no contexto de um modelo de barganha, os de que os pais têm preferências diferentes por meninos e meninas e sua relativa posição de barganha leva a diferenças no consumo dos produtos para adultos. Para os testes de discriminação, também calculamos uma estatística de Wald e testamos a igualdade dos coeficientes de equivalência de produtos para meninos e meninas:

$$oer_{AG\text{ menino},r} = oer_{AG\text{ menina},r} \text{ para todas as categorias etárias das crianças} \quad (7)$$

3.2 Modelo para a análise principal

Nesta seção, descrevemos o modelo da análise principal. Uma especificação empírica possível seria:

$$(E(y_{it+j,C_M}) - E(y_{it,C_0})) - (E(y_{it+j,C_F}) - E(y_{it,C_0})) \text{ para } j = 1 \dots T \quad (8)$$

onde y representa o consumo e a oferta de mão-de-obra, i representa a família, e t , o ano. C_M representa um menino, C_F , uma menina e C_0 representa a ausência de menino ou menina. Pode-se interpretar a expressão (8) como uma experiência na qual às famílias é aleatoriamente atribuído um menino ou uma menina. O consumo e a oferta de mão-de-obra dessas famílias são observados antes de a criança nascer e, então, comparados 1, 2, ..., J anos após. No entanto, a avaliação desse modelo não é possível por duas razões. A primeira delas relaciona-se ao fato de não dispormos de dados em painel e, conseqüentemente, não termos possibilidade de observar a mesma família com o passar do tempo. A segunda é a impossibilidade de controlar a decisão de uma família ter um ou mais filhos. Sendo a fecundidade uma opção, famílias que têm filhos não constituem uma amostra aleatória de nossa população de famílias candidatas, e ainda que a decisão de começar a ter filhos fosse endógena, a decisão de não mais tê-los certamente não o é. Se uma família preferir filhos a filhas, a probabilidade de ter mais um filho pode estar estritamente relacionada ao fato de já ter tido ou não um menino. De modo semelhante, se as famílias preferissem ter como padrão uma família balanceada, famílias com somente meninos ou somente meninas estariam mais dispostas

a continuar tendo filhos do que famílias com ambos — filhas e filhos.¹⁴ Portanto, não se pode garantir que os efeitos de gênero observados se mantenham para as famílias que não decidiram ter um filho. No entanto, se decisões relativas à fertilidade estiverem correlacionadas com as características familiares observadas, tais como idade e variáveis educacionais, pode ser possível equiparar as famílias que decidiram ter filhos com as que não decidiram. Quer dizer, podemos tentar estimar:

$$E(y_{it+j,C_M} | Z) - E(y_{it+j,C_F} | Z) \quad \text{para } j = 1 \dots T \quad (9)$$

Na expressão (9), estamos levando em consideração os níveis diferentes das variáveis demográficas Z . Além disso, pode-se avaliar (9) por grupos de escolaridade e de idade da mãe (ou do pai), de maneira que se possa obter coeficientes diferentes para cada categoria de idade-escolaridade. Mesmo assim, já que não podemos ter certeza de que todas as co-variáveis relativas às decisões quanto à fertilidade foram levadas em consideração, deve-se ter cuidado ao se generalizar os resultados de viés de gênero para a população como um todo.¹⁵

O método empregado para estimar a expressão (9) é usado para as equações de consumo (e a poupança) e de oferta de mão-de-obra:

$$y = \alpha + \sum_{j=1}^5 \beta_j nmenino_j + \sum_{j=1}^5 \delta_j nmenina_j + Z\gamma \quad (10)$$

onde $nmenino_j$ e $nmenina_j$ são os números de meninos e meninas na categoria j , respectivamente, e $j = \{0-5 \text{ anos}, 6-9 \text{ anos}, 10-11 \text{ anos}, \text{ ou } 12-13 \text{ anos e } 14-15 \text{ anos}\}$. Para os resultados da oferta de mão-de-obra, $j = \{0-9 \text{ anos}, 10-11 \text{ anos}, 12-13 \text{ anos}, \text{ ou } 14-15 \text{ anos}\}$.¹⁶ Z é um vetor dos atributos da mãe, incluindo escolaridade, idade, idade ao quadrado e tamanho da família.¹⁷ Usamos como variável

14. Esse padrão de preferência das famílias por meninos e meninas é observado em vários estudos e até originou a composição por sexo como uma variável instrumental da fertilidade [ver Angrist e Evans (1998)].

15. Para as equações de consumo, foram criadas cinco categorias de educação: nível fundamental (da 1ª à 4ª série) incompleto; nível fundamental (da 1ª à 4ª série) completo mas o fundamental (da 5ª à 8ª série) incompleto; nível fundamental (da 5ª à 8ª série) completo mas o nível médio incompleto; nível médio completo; mais que o nível médio. O nível fundamental (da 1ª à 4ª série) incompleto foi omitido na avaliação. Para as equações de oferta de mão-de-obra, foi usada uma especificação de variáveis *dummies* flexível, com "sem escolaridade" sendo a categoria omitida. Outros controles demográficos incluíram a idade dos pais e das mães, a idade ao quadrado dos pais e das mães, o tamanho da família e uma variável *dummy* para se a família era chefiada pelo pai (*dummy* igual a 1) ou pela mãe (igual a 0).

16. Nas primeiras avaliações, os dois grupos mais novos foram avaliados separadamente, mas os resultados se mostraram bastante similares (e sua diferença estatisticamente insignificante). Portanto, eles foram agrupados em uma única categoria.

17. Já que a POF tem uma mistura de informações de escolaridade credencial e anos de escolaridade, podemos apenas elaborar uma variável dos anos de escolaridade concluídos até a 11ª série, que é relatada como a 3ª série do nível médio. Para o ensino universitário, existem apenas três categorias disponíveis: nível superior incompleto, nível superior completo e pós-graduação. Para as regressões de oferta de mão-de-obra, usamos uma forma funcional flexível composta por 17 variáveis *dummies* de escolaridade.

dependente nas equações de consumo a participação de cada uma das duas categorias de consumo (educação e produtos para adultos) no consumo total. Para as equações de consumo agregado e de poupança, utilizamos a participação do consumo e da poupança na renda. Todas as equações de consumo e poupança são estimadas mediante mínimos quadrados ordinários (MQO). A variável dependente para as equações de oferta de mão-de-obra é uma variável *dummy* para emprego. Ela é estimada com uma regressão *probit*.

Nossa medida de viés de gênero é, então, $\beta_j - \delta_j$. Essa diferença pode, então, ser testada por meio de um teste F (para as equações de MQO) ou por um teste qui-quadrado (para as regressões *probit*). Devemos observar, entretanto, que, mesmo sendo endógeno o número de meninas e de meninos e, portanto, β_j e δ_j potencialmente viesados, parte desse desvio será comum tanto para meninos quanto para meninas e desaparecerá na diferença dos coeficientes.

Os resultados das equações de consumo encontram-se na Tabela 3. As Tabelas 4 e 5 mostram os resultados das equações de emprego como efeitos marginais. Para garantir maior comparabilidade com os resultados do consumo, apresentamos, também, os resultados de emprego usando somente a PNAD de 1996.¹⁸

Seis modelos de oferta de mão-de-obra são estimados para as mães e os pais, todos modelos *probit*.¹⁹ Nesses modelos, a variável de oferta de mão-de-obra é uma variável binária, indicando se a mãe afirmou ter trabalhado durante a semana de referência. No primeiro modelo, a oferta de mão-de-obra é a variável dependente e as variáveis educacionais da mãe, idade da mãe, idade ao quadrado, tamanho da família e número de crianças são as variáveis independentes. Uma vez que não houve nenhuma diferença nas categorias de idade de 0-5 e de 6-9, essas foram combinadas em uma única categoria. Também se incluiu uma variável *dummy*, identificando famílias que tiveram pelo menos um filho.

Nosso primeiro modelo *probit* é simplesmente o *probit* da equação (10), permitindo um intercepto diferente para as famílias sem filhos.

$$p(y = 1) = \Phi \left(\alpha + \sum_{j=1}^4 \beta_j nmenino_j + \sum_{j=1}^4 \delta_j nmenina_j + \theta crian\c{c}a + Z\gamma \right) \quad (11)$$

18. As famílias nas regiões mais pobres do Brasil (principalmente o Nordeste e parte do Norte) podem ser bem diferentes das famílias nas regiões mais ricas do Brasil (Sul e Sudeste), portanto variáveis *dummies* regionais foram incluídas nos resultados de 1996. Na amostra completa das PNADs, utilizamos as variáveis *dummies* de regiões e de anos, uma vez que a heterogeneidade pode surgir entre as famílias de anos de pesquisas diferentes. Essas *dummies* também captam, ao decorrer dos anos, mudanças nas condições macroeconômicas que podem afetar a oferta de mão-de-obra.

19. Uma vez que não houve resultados de viés de gênero para os pais, já que sua oferta de mão-de-obra é relativamente rígida, omitimos as tabelas para os pais.

TABELA 3
REGRESSÕES POR MQO PARA ESTIMAR O EFEITO DO SEXO DE CRIANÇAS NA PROPORÇÃO DE GASTOS, POR TIPO DE GASTO

	Consumo	Produtos para adultos	Educação	Poupança
Escolaridade da mãe				
Primeira série primária	-0,020 (-0,14)	-0,002 (-0,70)	0,001 (0,19)	0,205 (0,86)
Segunda série primária	-0,112 (-1,03)	-0,001 (-0,34)	-0,001 (-0,59)	0,257 (0,92)
Terceira série primária	0,040 (0,33)	0,001 (0,21)	0,000 (0,00)	0,266 (1,03)
Quarta série primária	0,165 (1,37)	-0,001 (-0,18)	0,001 (0,24)	0,234 (0,92)
Quinta série primária	0,181 (1,37)	0,007 (1,95)	0,005* (2,12)	0,236 (0,93)
Sexta série primária	0,297 (1,78)	0,000 (-0,06)	0,004 (1,15)	0,249 (0,95)
Sétima série primária	0,326* (2,24)	0,001 (0,17)	0,007 (1,82)	0,264 (1,00)
Oitava série primária	0,328* (2,28)	0,000 (-0,01)	0,010** (3,30)	0,241 (0,93)
Primeira série secundária	0,415* (2,25)	0,000 (-0,06)	0,006 (1,48)	0,243 (0,87)
Segunda série secundária	0,427** (2,60)	0,002 (0,55)	0,017** (3,51)	0,280 (1,01)
Terceira série secundária	0,711** (2,82)	0,003 (1,05)	0,016** (5,16)	0,246 (0,91)
Algum ensino superior	0,961** (4,28)	0,003 (0,62)	0,022** (3,75)	0,294 (1,03)
Superior completo	0,998** (3,44)	0,001 (0,35)	0,021** (4,65)	0,236 (0,80)
Pós-graduação	1,100** (3,73)	-0,008* (-1,65)	0,040 (1,78)	0,248 (0,85)

(continua)

	Consumo			Produtos para adultos			Educação			Poupança		
Idade da mãe/10	0,342**	(2,85)	-0,001	(-0,51)	0,001	(0,50)	-0,155	(-1,18)				
(idade da mãe/10)²	-0,031*	(-2,33)	0,000	(-0,52)	0,000	(-0,33)	0,015	(1,21)				
Log (tamanho do domicílio)	0,778**	(2,75)	0,018**	(6,91)	0,019**	(6,66)	-0,001	(0,01)				
Log (consumo domiciliar)	0,000	(0,02)	0,003**	(3,56)				
Log (renda domiciliar)	-1,165**	(-5,93)	0,040	(1,31)				
Número de crianças												
Filhos até 5 anos	-0,232**	(-3,09)	-0,004**	(-3,35)	-0,008**	(-6,35)	-0,018	(-0,58)				
Filhos de 6 a 9 anos	-0,219**	(-2,82)	-0,008**	(-7,05)	-0,002	(-0,89)	0,042	(1,36)				
Filhos de 10 a 11 anos	-0,086	(-0,65)	-0,007**	(-4,47)	-0,001	(-0,59)	-0,004	(-0,12)				
Filhos de 12 a 13 anos	-0,168	(-1,90)	-0,005**	(-3,66)	-0,002	(-0,71)	0,037	(1,45)				
Filhos de 14 a 15 anos	0,039	(0,35)	-0,002	(-1,43)	-0,003	(-1,06)	0,020	(0,82)				
Filhas até 5 anos	-0,231**	(-3,02)	-0,007**	(-6,49)	-0,009**	(-7,17)	0,047	(1,16)				
Filhas de 6 a 9 anos	-0,132	(-1,78)	-0,007**	(-5,87)	-0,002	(-1,52)	0,028	(1,07)				
Filhas de 10 a 11 anos	-0,147	(-1,38)	-0,005**	(-2,70)	-0,005	(-1,85)	0,017	(0,88)				
Filhas de 12 a 13 anos	-0,169	(-1,96)	-0,001	(-0,28)	-0,004*	(-2,06)	0,023	(1,11)				
Filhas de 14 a 15 anos	-0,252**	(-3,08)	0,000	(-0,06)	0,000	(0,00)	0,045	(1,47)				

(continua)

(continuação)	Consumo	Produtos para adultos	Educação	Poupança
Diferenças em diferenças				
Até 5 anos	-0,001 (0,01)	0,003** (4,54)	0,001 (0,14)	-0,065 (0,87)
De 6 a 9 anos	-0,087 (1,29)	0,001 (0,04)	0,000 (0,12)	0,014 (0,43)
De 10 a 11 anos	0,061 (0,14)	-0,002 (0,78)	0,004 (0,92)	-0,021 (0,33)
De 12 a 13 anos	0,002 (0,15)	-0,004** (3,98)	0,002 (0,26)	0,014 (1,10)
De 14 a 15 anos	0,291** (6,29)	-0,002 (0,80)	-0,003 (0,49)	-0,025 (1,88)
Teste de significância conjunta	(1,81)	(1,81)	(0,35)	(0,60)

Nota: Resultados com pesos. Estatísticas t entre parênteses e estatísticas F em itálico. A escolaridade do pai não é mostrada, mas é semelhante, em magnitude e significância, à da mãe. Variáveis de idade do pai não são significativas. Outras variáveis usadas foram *dummies* para existência de crianças e domicílios chefiados por mulheres, mas nenhuma foi significativa.

* Indica um coeficiente significativo a 5%.

** Indica um coeficiente significativo a 1%.

TABELA 4
**PROBITO DE TRABALHO DE MÃES, PNAD DE 1996 E AMOSTRA COMPLETA DAS
 PNADS^a**

	O modelo usado é o nº 1			
	1996		Amostra completa	
Escolaridade da mãe				
Um	-0,0411	(-1,23)	0,0219**	(6,08)
Dois	-0,0400	(-1,30)	0,0180**	(6,26)
Três	-0,0171	(-0,57)	0,0306**	(11,58)
Quatro	-0,0055	(-0,19)	0,0465**	(21,20)
Cinco	0,0190	(0,62)	0,0583**	(16,71)
Seis	0,0152	(0,48)	0,0534**	(14,06)
Sete	0,0419	(1,32)	0,0653**	(17,30)
Oito	0,0509	(1,68)	0,0702**	(24,70)
Nove	0,0942	(2,69)	0,1011**	(18,78)
Dez	0,0698	(2,06)	0,1227**	(25,38)
Onze	0,1880	(6,23)	0,2305**	(89,56)
Doze	0,2911	(6,18)	0,2991**	(33,01)
Treze	0,2705	(6,40)	0,3063**	(39,17)
Quatorze	0,3631	(9,86)	0,3756**	(61,23)
Quinze	0,3944	(12,88)	0,4225**	(111,13)
Dezesseis	0,4661	(14,05)	0,4585**	(76,43)
Dezessete	0,4767	(7,89)	0,4961**	(26,71)
Idade da mãe/10	0,0418	(19,97)	0,0443**	(96,07)
(Idade da mãe/10) ²	-0,0006	(-21,50)	-0,0006**	(-98,31)
Número de adultos de 16 ou mais	0,0038	(1,25)	-0,0055**	(-9,09)

(continua)

(continuação)

	O modelo usado é o nº 1			
	1996		Amostra completa	
Número de crianças				
Filho até 9 anos	-0,0485	(-11,63)	-0,0368**	(-46,99)
Filha até 9 anos	-0,0423	(-10,06)	-0,0351**	(-44,28)
Filho de 10 a 11 anos	-0,0133	(-1,25)	-0,0009	(-0,44)
Filha de 10 a 11 anos	-0,0097	(-0,92)	0,0113**	(5,28)
Filho de 12 a 13 anos	-0,0123	(-1,19)	0,0074**	(3,55)
Filha de 12 a 13 anos	0,0197	(1,89)	0,0262**	(12,41)
Filho de 14 a 15 anos	0,0019	(0,19)	-0,0029	(-1,38)
Filha de 14 a 15 anos	0,0151	(1,43)	0,0281**	(13,06)
<i>Dummy</i> criança (1, se na família houver criança)	0,0196	(1,77)	0,0153**	(6,57)

^a Regressão estimada com pesos. Estatísticas-z entre parênteses.

* Indica um coeficiente significativo a 5%.

** Indica um coeficiente significativo a 1%.

Meninos e meninas podem ter diferentes taxas de emprego e de matrícula escolar. Se os salários dos meninos forem significativamente maiores que os das meninas, pode-se esperar que sua participação no mercado de trabalho seja maior. Eles também podem ingressar no mercado de trabalho mais cedo que as meninas. Essa opção pode, em si, exercer influência sobre as decisões de trabalho ao substituí-las no mercado de trabalho. Portanto, no segundo modelo *probit*, incluímos a proporção de crianças trabalhando como uma variável de controle.²⁰ No terceiro modelo, incluímos a proporção de crianças que relataram ter trabalhado em “afazeres domésticos” como sua atividade principal na semana de referência. Se as meninas ajudam nas tarefas domésticas mais que os meninos (à medida que vão crescendo), as mães podem ser substituídas no trabalho doméstico. No último

20. Também usamos definições alternativas para trabalho infantil, incluindo crianças que relataram trabalhar dez horas ou mais por semana. Além disso, avaliamos o modelo utilizando somente os próprios filhos do chefe de família na proporção. Em todos os casos, as avaliações foram semelhantes. Todas as proporções de trabalho infantil foram para crianças de dez anos ou mais, já que nenhuma informação de oferta de mão-de-obra é registrada para crianças menores.

TABELA 5
PROBITO DE TRABALHO DA MÃE USANDO TODAS AS PNADS, MODELOS 1-4^a

	Modelo 1		Modelo 2 ^b		Modelo 3 ^b		Modelo 4	
			(1) + proporção de crianças trabalhando fora	(1) + proporção de crianças trabalhando em casa	(1) + ambas as proporções			
Número de adultos de 16 ou mais	-0,0050**	(-9,09)	-0,0060**	(-9,81)	-0,0044	(-7,22)	-0,0048	(-7,81)
Número de crianças								
Filho até 9 anos	-0,0368**	(-46,99)	-0,0394**	(-50,03)	-0,0358**	(-45,64)	-0,0384**	(-48,68)
Filha até 9 anos	-0,0351**	(-44,28)	-0,0377**	(-47,32)	-0,0341**	(-42,99)	-0,0367**	(-46,02)
Filho de 10 a 11 anos	-0,0009	(-0,44)	0,0002	(0,11)	0,0075**	(3,54)	0,0094**	(4,42)
Filha de 10 a 11 anos	0,0113**	(5,28)	0,0221**	(10,37)	0,0123**	(5,77)	0,0235**	(10,99)
Filho de 12 a 13 anos	0,0074**	(3,55)	-0,0047**	(-2,25)	0,0141**	(6,70)	0,0022	(1,03)
Filha de 12 a 13 anos	0,0262**	(12,41)	0,0293**	(13,89)	0,0238**	(11,24)	0,0268**	(12,65)
Filho de 14 a 15 anos	-0,0029	(-1,38)	-0,0364**	(-16,62)	0,003	(1,53)	-0,0305**	(-13,87)
Filha de 14 a 15 anos	0,0281**	(13,06)	0,0191**	(8,85)	0,0234**	(10,88)	0,0139**	(6,42)
Dummy criança (1, se na família houver criança)	0,0153**	(6,57)	-0,0069**	(-2,92)	-0,011**	(-4,66)	-0,0363**	(-14,58)
Proporção de crianças trabalhando fora	0,2006**	(68,04)	0,2055**	(69,60)
Proporção de crianças trabalhando em casa	0,0775**	(33,07)	0,0841**	(35,83)

(continua)

(continuação)

	Modelo 1	Modelo 2 ^b (1) + proporção de crianças trabalhando fora	Modelo 3 ^b (1) + proporção de crianças trabalhando em casa	Modelo 4 (1) + ambas as proporções
Diferença nos coeficientes filho-filha ^c				
Até 9 anos	-0,0017 (2,45)	-0,0017 (2,47)	-0,0016** (2,38)	-0,0017** (2,40)
De 10 a 11 anos	-0,0122** (23,61)	-0,0219** (76,11)	-0,0048** (3,63)	-0,0140** (31,20)
De 12 a 13 anos	-0,0188** (53,64)	-0,0341** (175,58)	-0,0096** (14,11)	-0,0245** (90,34)
De 14 a 15 anos	-0,0310** (136,87)	-0,0555** (426,59)	-0,0202** (57,21)	-0,0443** (269,14)
Teste de significância conjunta na diferença entre coeficientes filho-filha (qui-quadrado)	(217,90)	(673,34)	(76,69)	(383,91)

^a *Dummies* regionais incluídas mas não mostradas. Regressões estimadas usando pesos. Todos os resultados são mostrados enquanto efeitos marginais. As estatísticas-z estão entre parênteses. A amostra é composta por domicílios chefiados por casais onde a mãe se encontra entre 18 e 64 anos na data da pesquisa. Educação da mãe, tamanho do domicílio e idade da mãe e seu quadrado foram incluídos na estimação como variáveis de controle, mas os resultados também não foram mostrados.

^b Proporção de crianças trabalhando fora é definida como sendo a proporção das crianças do domicílio que declarou ter trabalhado durante a semana de referência. Considera-se que essa variável tem valor 0 nos domicílios sem crianças. Outras definições que foram usadas são: (1) crianças que trabalharam pelo menos 10 horas por semana; e (2) proporção dos filhos do chefe (pessoa de referência) que trabalharam (isto não é necessariamente a mesma coisa que proporção de crianças no domicílio). Nos dois casos, os resultados foram semelhantes. Proporção das crianças trabalhando em casa é definida como a proporção que relatou ter "atividades domésticas" como a atividade principal da semana de referência.

^c O teste qui-quadrado para a hipótese de que coeficientes para filhos e filhas são iguais se encontra em itálico.

* Indica um coeficiente significativo a 5%.

** Indica um coeficiente significativo a 1%.

modelo, incluímos ambas as proporções. Assim, os modelos 2, 3 e 4 podem ser resumidos:

$$p(y=1) = \Phi \left(\alpha + \sum_{j=1}^4 \beta_j nmenino_j + \sum_{j=1}^4 \delta_j nmenina_j + \theta_0 crianca + \left(\sum_{k=1}^3 \eta_k p_k + \theta_k p_k \times crianca \right) + Z\gamma \right) \quad (12)$$

onde $k = 1$ para a proporção de crianças no trabalho (modelo 2) e $k = 2$ para a proporção de crianças que fazem serviços domésticos (modelo 3). Essas proporções são endógenas, na medida em que meninos e meninas não são designados aleatoriamente para o trabalho. No entanto, uma vez que não há nenhum bom instrumento para lidar com essa endogeneidade, vamos apresentar e interpretar os resultados com cautela. Em qualquer caso, mesmo se η_k e θ_k forem viesados (e, portanto, β_j e δ_j provavelmente também serão viesados), é razoável supor que grande parte desse desvio será eliminada na *diferença* dos coeficientes meninos-meninas, $\beta_j - \delta_j$. As Tabelas 4 e 5 apresentam parâmetros estimados para as variáveis de número de crianças, assim como as variáveis da proporção de atividades das crianças discutidas anteriormente.

Uma segunda questão diz respeito ao futuro emprego de meninos e meninas. As famílias podem reagir não à maior atual participação e rendimento dos meninos na força de trabalho, mas sim à sua aguardada futura participação e rendimento. Não postulamos que as famílias criem expectativas racionais sobre os níveis de empregos e ganhos futuros. Ao invés, esperamos que as famílias criem expectativas sobre os próximos cinco ou dez anos com base nos atuais níveis observados de empregos e salários. Lidamos com isso no modelo 5, calculando o coeficiente médio dos salários dos meninos em relação aos das meninas para crianças entre 10 e 15 anos, e jovens adultos com idades entre 18 e 24 anos, por região (Norte, Nordeste, Centro-Oeste, Sul, Sudeste), urbanização (urbano maior, urbano menor, rural) e ano. A hipótese é que, se as famílias reagem às aguardadas futuras diferenças na força de trabalho, podemos ter uma reação maior na força de trabalho para as famílias nas células cujas diferenças *atuais* são grandes. Desse modo, estamos comparando a reação das famílias nas células de alta diferença com a reação nas células de baixa diferença. Fazemos isso definindo uma variável *dummy* igual a 1 em células de alta diferença, e 0 em células de baixa diferença. Logo, interagimos essa variável *dummy* com as variáveis de gênero das crianças. Três patamares são usados para a variável *dummy* de alta diferença, todos com base na alocação percentil da razão do salário dos meninos em relação às meninas. O primeiro patamar corresponde ao 50º percentil (isto é, as famílias cujos percentis se encontram acima do 50º são consideradas de “alta diferença”), o se-

gundo, ao 70º, e o terceiro, ao 90º percentil. Os resultados apresentados na Tabela 6 correspondem ao primeiro limite, mas foram semelhantes em todos os três.

$$P(y=1)=\Phi\left(\begin{array}{l} \alpha+\sum_{j=1}^4\beta_jnmenino_j+\sum_{j=1}^4\delta_jnmenina_j+\theta_0criança+\eta hidif \\ +\sum_{j=1}^4\kappa_jnmenino_j hidif+\sum_{j=1}^4\lambda_jnmenina_j hidif+Z\gamma \end{array}\right)\quad (13)$$

A partir desse modelo, podemos calcular algumas estatísticas de interesse. A primeira delas é a do viés de gênero, na qual controlamos pelas diferenças atuais

$$\text{no mercado de trabalho, } E\left(\frac{\partial\Phi}{\partial nmenino}-\frac{\partial\Phi}{\partial nmenina}\right)=((\beta_j-\delta_j)-(\kappa_j-\lambda_j).$$

$\cdot hidif)\times\phi(\cdot)$, onde a variável *dummy* da alta diferença (*hidif*) pode ser avaliada na média da amostra e $\phi(\cdot)$ é a função de densidade aí avaliada. A segunda estatística de interesse é a da diferença entre as células de alta e baixa diferenças,

$$E\left(\frac{\partial\Phi}{\partial nmenino}-\frac{\partial\Phi}{\partial nmenina}, highdif=1\right)-E\left(\frac{\partial\Phi}{\partial nmenino}-\frac{\partial\Phi}{\partial nmenina}, highdif=0\right)=$$

$$=(\kappa_j-\lambda_j)\times\phi(\cdot).$$

No último modelo estimado, denominado modelo 6 na Tabela 6, tentamos identificar o efeito da necessidade de cuidado de crianças nos resultados do viés de gênero. Se as meninas substituírem as mães nas atividades domésticas — e o fazem em um grau maior do que os meninos —, os resultados de viés podem ser particularmente acentuados onde não há nenhum parente com mais idade para tomar conta das crianças, e atenuados nas famílias em que parentes com mais idade podem cuidar das crianças. No modelo 6, comparamos os resultados de viés para as famílias usando o estimador de diferença em diferenças semelhante ao do modelo 5.

$$P(y=1)=\Phi\left(\begin{array}{l} \alpha+\sum_{j=1}^4\beta_jnmenino_j+\sum_{j=1}^4\delta_jnmenina_j+\theta_0criança+\eta parente \\ +\sum_{j=1}^4\kappa_jnmenino_j parente+\sum_{j=1}^4\lambda_jnmenina_j parente+Z\gamma \end{array}\right)\quad (14)$$

TABELA 6

**PROBITO DE TRABALHO DA MÃE SEGUNDO SALÁRIO DO TRABALHO INFANTIL,
DIFERENÇAS EM DIFERENÇAS^a**

	Modelo 5		Modelo 6	
Número de crianças				
Filhos até 9 anos	-0,0411**	(-31,39)	-0,0462**	(-52,34)
Filhas até 9 anos	-0,0391**	(-29,54)	-0,0444**	(-49,71)
Filhos de 10 a 11 anos	-0,0068**	(-2,10)	-0,0018	(-0,74)
Filhas de 10 a 11 anos	0,0023	(0,71)	0,0124**	(5,01)
Filhos de 12 a 13 anos	0,0020	(0,62)	0,0072**	(2,90)
Filhas de 12 a 13 anos	0,0243**	(7,33)	0,0309**	(12,23)
Filhos de 14 a 15 anos	-0,0030	(-0,89)	-0,0054**	(-2,03)
Filhas de 14 a 15 anos	0,0279**	(8,28)	0,0361**	(13,44)
<i>Dummy</i> de criança (1, se na família houver pelo menos um filho)	0,0186**	(7,93)	0,0156**	(6,60)
Número de adultos	-0,0051**	(-8,53)	-0,0168**	(-21,49)
<i>Dummy</i> de salários infantis altos e interações				
Salário infantil alto	-0,0204**	(-10,48)	0,0156**	(6,13)
Salário alto x filhos até 9 anos	0,0105**	(6,67)	0,0388**	(21,61)
Salário alto x filhas até 9 anos	0,01**	(6,32)	0,0388**	(21,31)
Salário alto x filhos de 10 a 11 anos	0,0101**	(2,68)	-0,0036	(-0,88)
Salário alto x filhas de 10 a 11 anos	0,015**	(3,92)	-0,0109**	(-2,65)
Salário alto x filhos de 12 a 13 anos	0,0101**	(2,60)	-0,0091**	(-2,29)
Salário alto x filhas de 12 a 13 anos	0,0040	(1,02)	-0,023**	(-5,75)
Salário alto x filhos de 14 a 15 anos	0,0012	(0,31)	-0,0036	(-0,92)
Salário alto x filhas de 14 a 15 anos	0,0017	(0,44)	-0,0286**	(-7,20)
Diferença em efeitos marginais filho-filha ^b				
Até 9 anos	-0,0019	(2,61)	-0,0018	(2,37)
De 10 a 11 anos	-0,0116**	(19,72)	-0,0116**	(20,95)
De 12 a 13 anos	-0,0193**	(51,96)	-0,0187**	(53,20)
De 14 a 15 anos	-0,0311**	(128,06)	-0,0326**	(148,20)

(continua)

(continuação)

	Modelo 5		Modelo 6	
Diferenças em diferenças relativas a salários infantis (alto <i>versus</i> baixo) ^c				
Até 9 anos	0,0004	(0,04)	0,0000	(0,00)
De 10 a 11 anos	-0,0049	(0,87)	0,0073	(1,75)
De 12 a 13 anos	0,0061	(1,29)	0,0139	(6,67)
De 14 a 15 anos	-0,0005	(1,01)	0,0250	(21,59)
Teste de significância conjunta de todas as diferenças em diferenças (qui-quadrado)		(2,21)		(30,22)

^a Ver nota c na Tabela 5.^b (dP/dfilho – dP/dfilha). Teste qui-quadrado para diferença entre coeficientes em itálico.^c Células de salários infantis altos (baixos) são definidas pelo 50º percentil superior (inferior) das categorias ano x região x urbano.

Aqui, parente é uma variável *dummy* para a presença de avós, tias e irmãs com mais idade entre 20 e 65 anos, na família.²¹ Estimativas paramétricas para a primeira diferença, assim como a estatística da diferença em diferenças, são calculadas da mesma maneira que em (13) e são apresentadas na Tabela 6 (modelo 6).

Além dos resultados encontrados nas tabelas, que se discutem detalhadamente na Seção 4, apresentamos taxas de emprego preditas a partir de um modelo *probit* para diferentes categorias etárias das crianças e para meninos e meninas, separadamente. As especificações empregadas para os Gráficos 1 a 3 são semelhantes aos modelos 1 a 6.²² No entanto, para os modelos de diferença em diferenças, regressões distintas são estimadas para cada uma das subamostras (áreas com salários altos e baixos, com ou sem parentes mais velhos).

21. Também usamos como controle nas especificações alternativas: a) a presença de parentes do sexo feminino na faixa etária de 55 a 65 anos; e b) mulheres desempregadas, com idades entre 20 e 65 anos. As grandezas dos efeitos do viés em b foram semelhantes e mais significativas, e as dos efeitos do viés em a foram menores, mas estavam presentes.

22. Deve-se observar que a especificação empírica usada nos gráficos é ligeiramente diferente das utilizadas nos modelos 1 a 6. Em especial, o modelo é mais flexível, uma vez que são usadas 15 categorias de idades diferentes para meninos e meninas. No entanto, para os gráficos, essas categorias etárias são, de fato, variáveis *dummies*, e não o número de meninos ou meninas em cada categoria. Em muitos casos, isso é irrelevante, já que poucas famílias terão mais de um menino ou menina da mesma idade.

GRÁFICO 1
PROBABILIDADE DE TRABALHO DAS MÃES, POR GRUPO DE IDADE, FILHOS E FILHAS

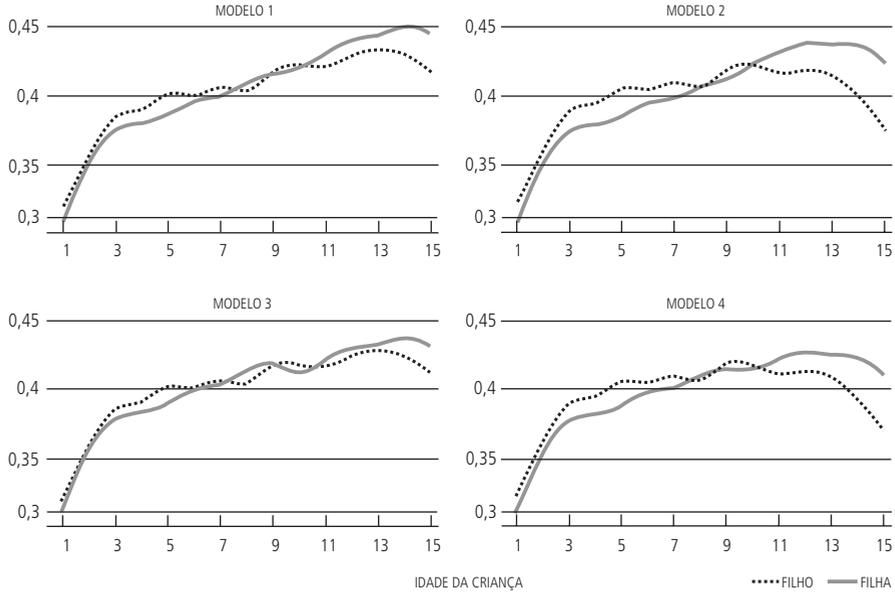


GRÁFICO 2
PROBABILIDADE DE TRABALHO DAS MÃES, REGIÕES DE RENDA RELATIVA BAIXA E ALTA E INTERVALOS DE CONFIANÇA (95%) PARA A DIFERENÇA NA PREVISÃO FILHO-FILHA

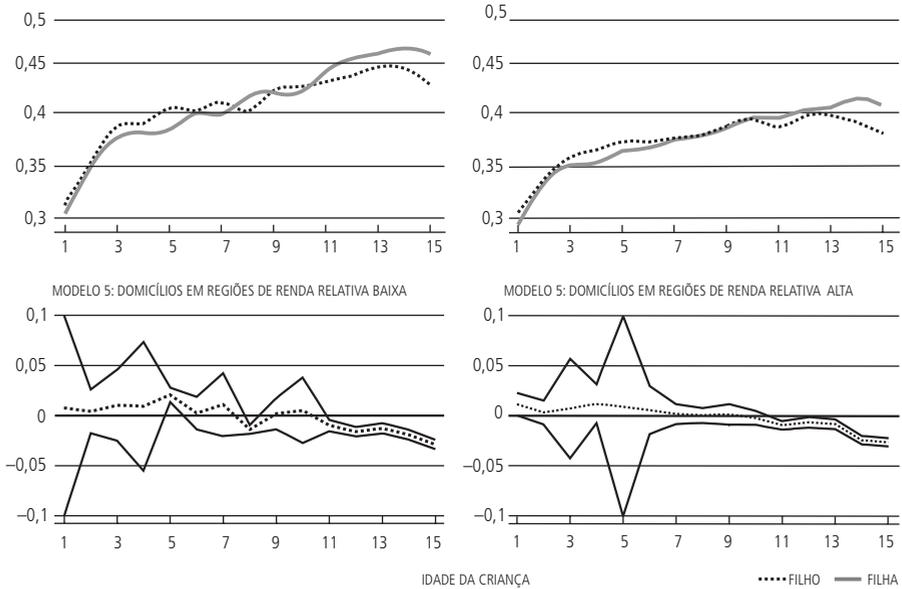
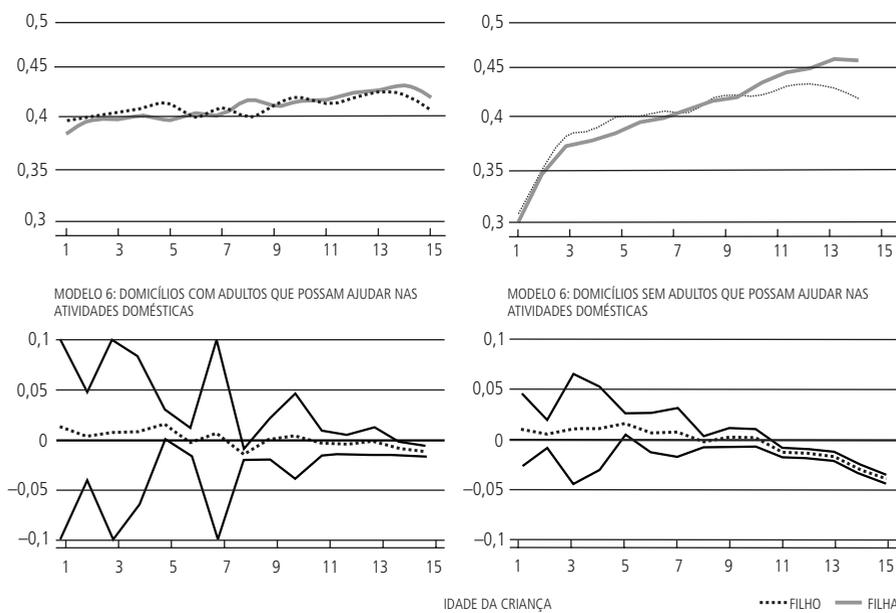


GRÁFICO 3
PROBABILIDADE DE TRABALHO DAS MÃES, DOMICÍLIOS COM E SEM DISPONIBILIDADE DE ASSISTÊNCIA ÀS CRIANÇAS E INTERVALOS DE CONFIANÇA (95%) PARA A DIFERENÇA NA PREVISÃO FILHO-FILHA



4 RESULTADOS

Os resultados são destacados nesta seção e apresentados, na íntegra, nas tabelas. Em primeiro lugar, serão discutidos os resultados do consumo encontrados nas Tabelas 2 e 3 e, em segundo (nas tabelas restantes), os resultados referentes à mão-de-obra.

O primeiro conjunto de resultados se refere aos *oers* apresentados na Tabela 2. Eles são negativos para a maioria dos produtos e, para o grupo até cinco anos, são todos negativos. Isso é o que se espera, já que cada criança a mais traz novas necessidades para a família, mas não consome produtos para adultos. No entanto, as avaliações para o tabaco são positivas para os grupos com mais idade, mesmo que não sejam estatisticamente significativas. Para os outros três grupos de produtos, os coeficientes de consumo, embora não sejam semelhantes em grandeza (que é o que se esperaria se eles fossem de fato produtos para adultos), têm o sinal correto. Além disso, para os dois primeiros grupos etários, as grandezas são similares para jogos de azar, roupas para adultos e álcool. Infelizmente, os testes de Wald para a igualdade dos coeficientes para adultos recusaram suas igualdades em quase todos os casos. Seleccionamos então, como produtos para adultos, jogos de azar, roupas e álcool. Esse grupo de produtos tinha o sinal correto (negativo) e também a menor estatística de Wald nos testes da separabilidade demográfica.

As três primeiras colunas da Tabela 2 apresentam os *oers* estimados para a nossa seleção de produtos para adultos. Podemos observar que em todos os casos, exceto no grupo com mais idade, as famílias diminuíram suas despesas com produtos para adultos quando havia mais crianças. Também observamos que, na maioria dos casos, esses coeficientes são estatisticamente significativos. Não há, porém, nenhum padrão sistemático de viés de gênero. De fato, a única diferença estatisticamente significativa nos coeficientes meninos-meninas é para o grupo até cinco anos, no qual observamos que as famílias reduzem o consumo com produtos para adultos em um grau maior para as meninas do que para os meninos. Isso poderia ocorrer devido a preferências assimétricas por meninas ou meninos, especialmente na ausência de um resultado semelhante para o consumo total. No entanto, deve-se estar ciente de que se o nosso conjunto de produtos para adultos escolhido *não* for demograficamente separável das crianças — e os testes de Wald sugerem que eles são, de fato, um fraco conjunto de produtos para adultos —, então a explicação para a discriminação com base nas preferências não se sustentará.

Na Tabela 3, vemos que, levando em conta o tamanho da família, a parcela do consumo nas despesas totais diminuiu com o número de meninos e meninas, sendo esse resultado maior para crianças menores. O resultado é esperado, uma vez que os adultos tendem a consumir mais do que as crianças. Observamos também que a maior instrução formal do pai e da mãe tende a estar associada a uma participação maior do consumo na despesa total.²³ Esse resultado é mantido para a participação de gastos com educação no consumo, mas não para a participação com produtos para adultos. As famílias com mais idade (medidas pela idade da mãe) também têm maiores parcelas de consumo nos gastos totais do que as famílias mais jovens.

Os resultados da Tabela 2 também se refletem na Tabela 3. Mais uma vez, observamos que um número maior de meninas na família leva a uma redução das despesas com produtos para adultos. Observamos o contrário para o grupo etário de 12-13 anos. Nessa faixa etária, o viés é em favor dos meninos. Considerando que esse viés está ausente nas outras colunas de consumo, é improvável que ele seja causado pelo efeito renda associado às diferenças na participação no mercado de trabalho ou à produtividade entre meninos e meninas (atualmente ou no futuro). O resultado é consistente com preferências assimétricas, mas não está claro por que essas diferenças se invertem para os grupos com mais idade. Conforme esperado, um conjunto de testes de diferenças nos coeficientes de gênero não rejeitou sua igualdade. Não há nada que se destaque nos painéis restantes da Tabela 3, não havendo nenhuma evidência de viés de gênero, ou de que as famílias gastem mais com a educação dos filhos do que com a das filhas.

23. Os resultados para as variáveis da educação do pai não são relatados, mas se parecem com os da mãe.

Passando para a participação no mercado de trabalho, na Tabela 4 podemos comparar os resultados da oferta de mão-de-obra usando tanto a PNAD de 1996 quanto a amostra completa das seções transversais de 1981-1999. A especificação empregada nessa tabela foi o modelo 1. Os resultados para ambos os períodos de tempo são similares, embora sejam mais estatisticamente significativos para a amostra completa (conforme esperado). Os efeitos das variáveis das crianças não estão presentes nas equações do pai e, portanto, as tabelas para eles foram omitidas. Para a mãe, a participação na força de trabalho aumenta, de maneira quase monotônica, com o nível de escolaridade, para os primeiros anos de escolaridade. Observa-se esse padrão para os dois primeiros níveis escolares — o primeiro (1ª à 4ª série) e o segundo (5ª à 8ª série) ciclos do primeiro grau —, mas não para o segundo grau. A probabilidade de trabalho de mães que concluíram o ensino médio é 11 pontos percentuais mais alta do que a daquelas que têm somente o ensino médio incompleto. Esses aumentos na oferta de emprego relacionados aos níveis superiores de educação são amplamente documentados no Brasil. Quanto maior o número de crianças pequenas na família (até nove anos de idade), menor a probabilidade de a mãe estar na força de trabalho. A presença dessas mães no lar deve ser importante nas atividades de criação da criança. Para as crianças com mais idade o resultado se inverte, a probabilidade de emprego é mais elevada para as mães quanto maior o número de crianças na faixa etária de 10-11, 12-13 ou 14-15 anos. Como veremos a seguir, essa inversão é muito mais significativa para as meninas do que para os meninos.

Se o primeiro grupo de resultados sobre a oferta de mão-de-obra foi o esperado, o relativo ao viés de gênero não o foi. Na Tabela 5, para o modelo 1, observamos que é menos provável que as mães trabalhem (1,2 ponto percentual para cada menino a mais com idade entre 10 e 11 anos, 1,9 ponto percentual para cada menino a mais com idade entre 12 e 13 anos e 3,1 pontos percentuais para cada menino a mais com idade entre 14 e 15 anos) nas famílias com mais meninos do que meninas. Conforme mencionado, é possível que boa parte dessa diferença possa ser atribuída a taxas maiores de participação na força de trabalho entre meninos e jovens adolescentes do que entre meninas. No modelo 2 acrescentamos à regressão a proporção de crianças que estão no trabalho, com o objetivo de controlar pelas diferenças de participação e renda entre os gêneros. Se o resultado de viés for atribuível a uma proporção maior de meninos na força de trabalho, espera-se observar uma redução nos valores dos coeficientes ao incorporar a variável de proporção na força de trabalho. Não é este o caso, já que a diferença entre os coeficientes de meninos e de meninas de fato aumenta em grandeza para os três grupos etários com mais idade.²⁴

24. Também usamos a proporção que trabalha, pelo menos, dez horas por semana. Os resultados são parecidos.

Os resultados mostram que as mães não reduzem sua oferta de mão-de-obra quando há ganhos maiores dos meninos. Pelo contrário, elas estão empregadas em uma proporção maior quando os meninos estão trabalhando do que quando as meninas estão. No modelo 3, incluímos a proporção de crianças que estão ocupadas em afazeres domésticos. Aqui, observamos exatamente o contrário do que vimos no modelo 2. Os coeficientes da diferença são significativamente menores devido à inclusão da proporção de crianças que ajudam nas atividades domésticas. Embora ainda observemos as diferenças entre os gêneros, essas são, agora, de metade a 2/3 em relação às do modelo 1. No modelo 4, incluímos ambas as proporções e observamos que a diferença nos coeficientes de gênero, condicional à proporção de crianças no trabalho, é parecida com a diferença incondicional. Isso é o que se espera, uma vez que as variáveis do serviço doméstico e do mercado de trabalho são mutuamente exclusivas no questionário sobre trabalho da PNAD.

Por fim, alguns comentários sobre as variáveis de proporção são necessários. As estimações das variáveis de proporção são um tanto intrigantes e de difícil interpretação devido a sua endogeneidade. Quanto maior for o número de crianças no trabalho, maior será o número de mães que irão trabalhar. Se o trabalho infantil fosse exógeno, o efeito renda levaria a uma redução da oferta de mão-de-obra da mãe. Contudo, o número maior de crianças trabalhando pode denotar que as famílias estão respondendo a choques de renda e, para se ajustar, aumentando a oferta de mão-de-obra não somente das crianças, mas também das mães.²⁵ Além disso, o trabalho infantil pode estar correlacionado a outros fatores não-observados que também aumentam a oferta de mão-de-obra da mãe. Considerando a proporção de crianças que relatam o serviço doméstico durante a semana de referência, esperaríamos que, quanto mais crianças ajudassem nas atividades domésticas e na criação das crianças mais jovens, maior número de mães poderia trabalhar fora de casa. Parece ser esse o caso, embora a grandeza seja, com certeza, pequena: um aumento de 50 pontos percentuais na percentagem de crianças que realizam atividades domésticas está associado a um crescimento de somente 2,6 pontos percentuais na probabilidade de trabalho da mãe.

A Tabela 6 apresenta os resultados de diferença em diferenças: modelos 5 e 6. Para o “experimento” em que comparamos domicílios em células de salários relativamente altos *versus* baixos, não há nenhuma evidência de que o emprego infantil entre meninas e meninos esteja causalmente relacionado à oferta de mão-de-obra da mãe. Para as primeiras diferenças, observamos os mesmos resultados da Tabela 5: grandes e estatisticamente significativos diferenciais de discriminação. Quando olhamos o estimador de diferença em diferenças, esses diferenciais desaparecem. As

25. Lam, Duryea e Levison (2000) encontraram evidência de um *added worker effect* para as crianças e para as mães.

mães nas áreas de salários relativos altos não apresentam viés na oferta de mão-de-obra maior do que as mães nas áreas de salários relativos baixos.

Na Tabela 6 (modelo 6), os resultados são notadamente diferentes. Aqui, esperávamos resultados de viés menores para mães em domicílios onde parentes do sexo feminino com mais idade, que podem ajudar na criação das crianças e em outras atividades domésticas, estão presentes. Isso seria consistente com a hipótese de que as filhas com mais idade substituem as mães nessas atividades, permitindo que entrem no mercado de trabalho. Os resultados corroboram essa hipótese. Observamos que, quando não há mulheres com mais idade no domicílio, o viés de emprego relacionado ao gênero das crianças é substancialmente maior para o grupo etário de 12-13 anos e de 14-15 anos.

Os resultados dos gráficos são similares aos das tabelas já apresentados. O Gráfico 1 mostra a probabilidade de trabalho prevista para as mães, por faixa etária e gênero dos filhos. Para ilustrar, o valor para os meninos com até um ano é dado por :

$$\begin{aligned} E\Phi\left(\alpha + \sum_{j=1}^{15}\beta_j \text{menino}_j + \sum_{j=1}^{15}\delta_j \text{menina}_j + \theta \text{criança} + Z\gamma \mid \text{menino}_1 = 1\right) \\ = \Phi\left(\alpha + \beta_1 - \sum_{j=2}^{15}\beta_j \overline{\text{menino}_j} + \sum_{j=1}^{15}\delta_j \overline{\text{menina}_j} + \theta \overline{\text{criança}} + \bar{Z}\gamma\right) \end{aligned} \quad (15)$$

Imediatamente, observamos que há um viés acentuado de empregos para a faixa etária com mais idade, começando, em muitos casos, aos 11 anos. Nos Gráficos 2 e 3, os resultados são apresentados para as áreas salariais relativas altas e baixas e para domicílios com e sem a presença de parentes mais velhos, respectivamente. Os painéis inferiores apresentam o intervalo de confiança de 95% para a diferença na probabilidade prevista de emprego menino-menina, para cada faixa etária. Assim como, no modelo 6, observamos que o viés é forte nas famílias *sem* a disponibilidade de assistência às crianças e insignificante nas famílias *com* assistência às crianças.

Os resultados desta dissertação não são fortes em um aspecto, mas são notáveis em outro. As equações de consumo, bem como a análise da equivalência de gastos, contêm um importante resultado: há evidências de que as famílias reduzem as despesas com produtos para adultos em um grau maior para as filhas mais jovens do que para os filhos jovens. Associado ao fato de que não se observa o mesmo padrão no consumo total, esse dado constitui evidência de que pode haver diferenças nas preferências das mães e dos pais quanto aos filhos e filhas, e que os pais possam favorecer as filhas. Contudo, essa evidência se torna questionável já que resultados para os grupos etários mais velhos mostram exatamente o opo-

to, e de fato sugerem favoritismo em relação aos filhos. A única explicação coerente com essas observações seria que preferências assimétricas mudam à medida que as crianças entram na adolescência, o que não parece ser verossímil.

5 CONCLUSÃO

A forte evidência de viés de gênero na oferta de mão-de-obra é o resultado mais forte deste trabalho. Observamos que quanto maior o número relativo de filhos na família, menor a probabilidade de a mãe estar trabalhando. Esses resultados são robustos e se mantêm para muitas especificações diferentes. Algumas hipóteses podem ser avançadas para explicar esse efeito. A mais plausível é que as meninas entram na função de produção doméstica de maneira diferente da dos meninos, sendo substitutas mais próximas das mães na criação das crianças e em outras atividades domésticas. Tanto os resultados das nossas especificações básicas quanto os do estimador de diferenças em diferenças corroboram, fortemente, essa hipótese. Apesar de outras hipóteses também serem coerentes com os nossos resultados, em todos os casos a conclusão fundamental é que as mães estão reagindo não a efeitos renda e substituição convencionais gerados pelo gênero da criança, mas sim aos diferentes papéis que meninos e meninas exercem no domicílio.

O viés de gênero na oferta de trabalho ressalta a importância do gênero nas atividades domiciliares, assim como os vínculos entre a oferta de trabalho dos adultos e as atividades dos filhos e das filhas. O resultado de viés também sugere que o gênero das crianças possa ser um fator a ser considerado nas políticas de emprego, educação e combate à pobreza. Se os filhos impedem as mães de trabalhar, participar em outras atividades produtivas ou estudar, políticas de emprego que explicitamente levem em conta a composição demográfica das famílias — incluindo a idade e o sexo dos filhos — podem ser mais eficazes. Do mesmo modo, políticas educacionais que ignorem o gênero das crianças, assim como os vínculos entre filhos e mães na oferta de trabalho e na produção domiciliar, poderão produzir resultados desiguais para meninos e meninas.

ABSTRACT

This paper examines the existence of gender bias in household consumption, savings behavior and labor supply in Brazil. In spite of finding some differences in consumption, possibly due to asymmetric gender preferences, our strongest results are very strong gender bias in mothers' labor supply. These biases are verified in different model specifications and are entirely consistent with the substitution of mothers' work by girls in the household production function.

BIBLIOGRAFIA

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

- BEHRMAN, J. R., POLLAK, R., TAUBMAN, P. Parental preferences and provision for progeny. *Journal of Political Economy*, v. 90, n. 1, p. 52-73, 1982.
- BHALOTRA, S., ATTFIELD, C. Intrahousehold resource allocation in rural Pakistan: a semiparametric analysis. *Journal of Applied Econometrics*, v. 13, n. 5, p. 463-480, 1998.
- BOURGUIGNON, F., BROWNING, M., CHIAPPORI, P.-A., LECHENE, V. Income and outcomes: a structural model of intrahousehold allocation. *Journal of Political Economy*, v. 102, p. 1.067-1.096, 1994a.
- . Intrahousehold allocation of consumption: some evidence from French data. *Annales d'Économie e de Statistique*, v. 29, p. 137-156, 1994b.
- BROWNING, M., SUBRAMANIAM, R. *Gender bias in India: parental preferences, differential returns or marriage costs?* Yale University and Mc Master University, Oct. 1995, mimeo.
- CHIAPPORI, P.-A. Collective labor supply and welfare. *Journal of Political Economy*, v. 100, p. 437-467, 1992.
- COALE, A. J. Excess female mortality and the balance of the sexes in the population: an estimate of the number of "missing females". *Population and Development Review*, v. 17, n. 3, p. 517-523, Sep. 1991.
- DEATON, A. Looking for boy-girl discrimination in household expenditure data. *World Bank Economic Review*, v. 3, n. 1, p. 1-15, 1989.
- . *The analysis of household surveys: a microeconomic approach to development policy*. World Bank, July 1997.
- DEATON, A., RUIZ CASTILLO, J., THOMAS, D. The influence of household composition on household expenditure patterns: theory and Spanish evidence. *Journal of Political Economy*, v. 97, n. 1, p. 179-200, 1989.
- DEOLALIKAR, A., ROSE, E. Gender, savings and production in rural India. *Journal of Population Economics*, v. 11, n. 4, p. 453-470, 1998.
- DRÈZE, J., SEN, A. *Hunger an public action*. Oxford, 1989.
- HARRIS, B. The intrafamily distribution of hunger in South Asia. In: DRÈZE, J., SEN, A. (eds.). *The political economy of hunger*. Oxford, 1990.
- LAM, D., DURYEA, S., LEVISON, D. *Effects of economic shocks on children's employment in Brazil*. May 2000, mimeo.
- LUNDBERG, S., POLLAK, R. Separate spheres bargaining and the marriage market. *Journal of Political Economy*, v. 101, n. 6, p. 988-1.010, 1993.
- LUNDBERG, S., ROSE, E. The effects of sons and daughters on men's labor supply and wages. *Review of Economics and Statistics*, v. 84, n. 2, p. 251-268, 2002.
- MANSER, M., BROWN, M. Marriage and household decision-making: a bargaining analysis. *International Economic Review*, v. 21, n. 1, p. 31-44, Feb. 1980.
- McELROY, M. B. The empirical content of nash-bargained household behavior. *Journal of Human Resources*, v. 25, p. 559-583, 1990.
- McELROY, M. B., HORNEY, M. J. Nash-bargained household decisions: toward a generalization of the theory of demand. *International Economic Review*, v. 22, n. 2, p. 333-349, June 1981.

- ROSENZWEIG, M., SCHULTZ, T. P. Market opportunities, genetic endowments, and intrafamily resource distribution: child survival in rural India. *American Economic Review*, v. 72, n. 4, p. 803-815, Sep. 1982.
- SEN, A. Women survival as a development problem. *Bulletin of the American Academy of Arts and Sciences*, v. 42, n. 2, 1989.
- THOMAS, D. Intra-household resource allocation: an inferential approach. *Journal of Human Resources*, v. 25, n. 4, p. 635-664, 1990.
- THOMAS, D., SCHOENI, R. F., STRAUSS, J. *Parental investments in schooling: gender and household resource allocation in urban Brazil*. Department of Economics, Michigan State University, Jan. 1997, mimeo.
- WORKING, H. Statistical laws of family expenditure. *Journal of the American Statistical Association*, v. 38, p. 43-56, 1943.

(Originais recebidos em fevereiro de 2002. Revistos em julho de 2002.)