

ESTIMAÇÃO DA OFERTA DE TRABALHO COM MODELOS DE RACIONALIDADE COLETIVA: UMA APLICAÇÃO PARA O BRASIL*

Maurício Machado Fernandes**

Luiz Guilherme Scorzafave***

Esse artigo tem como objetivo investigar o comportamento da oferta de trabalho dos cônjuges brasileiros e testar a validade de um modelo específico dentro da classe dos modelos de racionalidade coletiva (*collective models*). A abordagem oferece uma estrutura para interpretar o processo decisório intrafamiliar e, para tal, utiliza variáveis denominadas fatores distributivos. Estes, quando favoráveis às mulheres, ampliam o poder de barganha das esposas no interior das famílias, reduzindo a oferta de trabalho das mesmas. Os fatores distributivos adotados aqui são a *diferença de idade* entre marido e esposa e a *sex-ratio* – definida como a razão entre o total de homens com as mesmas características do marido e o total correspondente de homens e mulheres de uma determinada região. Quanto maior essa diferença de idade, melhores seriam as opções da esposa no mercado de casamento em relação às do seu marido e, portanto, maior o seu poder de barganha. Os resultados apontam que o aumento de um ano na *diferença de idade* reduz a oferta de trabalho mensal das mulheres em 0,13 hora e amplia a dos homens em 0,089 hora. No caso da *sex-ratio*, o aumento em 1 ponto percentual amplia em aproximadamente sete horas mensais a jornada média de trabalho dos maridos. Além disso, o comportamento dos cônjuges não refuta o modelo teórico em sua especificação mais geral.

1 INTRODUÇÃO

Tradicionalmente, a teoria econômica utilizou o denominado modelo unitário para explicar o processo decisório intrafamiliar, particularmente no que diz respeito às escolhas de consumo e oferta de trabalho dos membros da família. Esse arcabouço pressupõe que as escolhas da família derivam de um processo de maximização de uma função de utilidade, que representa a preferência única da família, sujeita a uma restrição orçamentária conjunta. No entanto, a abordagem “unitária” vem sofrendo uma série de críticas nas dimensões metodológicas, da análise de bem-estar dos indivíduos¹ e de evidências empíricas. Do ponto de vista empírico, diversos estudos têm rejeitado as implicações derivadas desse modelo.² Entre os trabalhos que rejeitam tais restrições destacam-se os de Vermeulen (2005), Browning e Chiappori (1998) e Fortin e Lacroix (1997).

* Os autores agradecem à Capes o financiamento da pesquisa e a Marcos Rangel, Walter Beluzzo, Jayson Silveira e dois pareceristas anônimos pelos valiosos comentários e sugestões.

** Doutorando da Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro (PUC-Rio).

*** Professor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto (FEA-RP/USP).

1. Para maiores detalhes acerca das críticas sob os aspectos metodológicos e de análise de bem-estar dos indivíduos, ver Vermeulen (2002).

2. Essas são as propriedades de aditividade, homogeneidade de grau zero e matriz de Slutsky simétrica e semidefinida negativa. Informações sobre essas condições podem ser obtidas em Mas-Colell, Whinston e Green (1995, cap. 3).

Além das propriedades tradicionais da teoria do consumidor, o modelo unitário ainda permite a derivação de uma restrição adicional sobre o resultado do processo decisório intrafamiliar, denominada “hipótese da renda conjunta” (*income pooling hypothesis*). Sob tal hipótese, a distribuição da renda não laboral entre os indivíduos da família seria irrelevante para determinar as decisões de consumo e oferta de trabalho de seus membros, devendo assim ser agregadas em um único montante. Um dos trabalhos relevantes, sob o ponto de vista do teste dessa hipótese, é o de Lundberg, Pollack e Wales (1997) para o contexto de uma alteração institucional referente ao repasse dos benefícios vinculados às crianças no final da década de 1970 no Reino Unido. A partir das evidências obtidas, os autores concluíram que “mantido constante o total da renda da família, a fração da renda recebida por cada cônjuge tem efeito substancial e significativo sobre os padrões de dispêndio das famílias” (LUNDBERG, POLLACK e WALES, 1997, p. 479).

Para a realidade brasileira também foram realizados alguns estudos que rejeitaram a “hipótese da renda conjunta”. Entre eles, destaca-se o de Thomas (1990) que observou que a renda não laboral sob controle da mãe tem um efeito maior sobre indicadores de saúde e nutrição familiar do que a renda sob controle do pai. Já Tiefenthaler (1999), ao estudar o comportamento de oferta de trabalho de uma amostra de casais brasileiros do ano de 1989, encontrou evidências de que a fração da renda não laboral em poder de um indivíduo dentro do casamento tem um efeito negativo e significativo sobre a oferta de trabalho deste.³

A partir das deficiências do modelo unitário, foram desenvolvidas algumas abordagens teóricas que tinham como objetivo principal incorporar o fato de as famílias serem compostas por pessoas com diferentes preferências. Entre elas, destacam-se os trabalhos pioneiros de Manser e Brown (1980) e McElroy e Horney (1981). Essas contribuições introduziram elementos da teoria dos jogos cooperativos, em especial o modelo de barganha de Nash, que adota explicitamente o pressuposto de que os membros da família maximizam o produto dos ganhos decorrentes da cooperação entre os cônjuges em relação aos níveis máximos de utilidade alcançados por cada um dos indivíduos na ausência do equilíbrio cooperativo.⁴ Dessa forma, variáveis que influenciam o equilíbrio não cooperativo, mas não as preferências, nem a restrição orçamentária, também são relevantes na determinação das escolhas da família. Tais modelos são classificados de acordo com a definição da situação de não cooperação: *i*) o divórcio; e *ii*) a existência de um equilíbrio não cooperativo interno à relação matrimonial, de acordo com o modelo de “esferas separadas” proposto por Lundberg e Pollack (1993).

3. Este resultado foi verificado para os casos de homens empregados nos setores informal e autônomo; e para as mulheres nos setores formal e informal da economia.

4. O resultado desse programa de otimização é uma única alocação de consumo e oferta de trabalho dos cônjuges, o que traz uma característica restritiva à verificação empírica de tais modelos. Para maiores detalhes, ver Vermeulen (2002, p. 536).

Uma linha alternativa para interpretar as decisões da família como oriunda de um processo de interação entre indivíduos com preferências distintas originou-se com os trabalhos de Chiappori (1988, 1992) e Apps e Rees (1988). Esse novo desenvolvimento teórico foi denominado *collective model* e será traduzido no presente trabalho por “modelo de racionalidade coletiva”.⁵ Essa classe de modelos adota como pressupostos básicos que os agentes no interior da família têm preferências individuais e que o processo decisório intrafamiliar apresenta um resultado eficiente no sentido de Pareto.⁶ Particularmente, a hipótese de as escolhas familiares serem Pareto-eficientes permite que elas possam ser representadas como o resultado estacionário de uma função de bem-estar social linear com fatores de ponderação de bem-estar positivos para os indivíduos (VERMEULEN, 2002). Tais fatores de ponderação indicam a capacidade de cada cônjuge interferir no processo decisório intrafamiliar e por esse motivo serão denominados, no restante do artigo, “poder de barganha”.

As primeiras contribuições relativas à abordagem de racionalidade coletiva, Chiappori (1988, 1992), foram elaboradas para contextos nos quais havia informações sobre a oferta de trabalho, salários e renda não laboral total da família, em um único período do tempo. A partir de pressupostos adicionais, tais como preferências fracamente separáveis e consumo apenas de bens privados, esses trabalhos deduziram um conjunto de resultados teóricos passíveis de teste empírico a partir do comportamento observável da oferta de trabalho das famílias. Fortin e Lacroix (1997) encontraram evidências favoráveis ao modelo de Chiappori (1992) em todas as faixas de idade de casais canadenses sem filhos em idade pré-escolar. Por sua vez, Donni (2003), Blundell *et al.* (2005) e Vermeulen (2006) estenderam o modelo original de Chiappori (1988, 1992) para o contexto de casais em que um dos cônjuges não trabalhava.

Na sequência de trabalhos que contribuíram para a evolução da abordagem de racionalidade coletiva, destacam-se os de Browning e Chiappori (1998) e Chiappori, Fortin e Lacroix (2002) – abreviado no restante deste artigo por CFL (2002) –, pois ambos permitiram maior generalização em relação aos modelos anteriores. Desses trabalhos derivaram restrições ao comportamento dos membros da família passíveis de teste empírico, sem a necessidade de imposição de propriedades específicas sobre as preferências individuais, tais como a separabilidade fraca, tampouco restrições sobre o consumo de bens públicos. As condições derivadas desses dois estudos foram verificadas empiricamente para casais canadenses (BROWNING e CHIAPPORI, 1998) e famílias norte-americanas (CFL, 2002). Os resultados apontaram a adequação de tal arcabouço teórico em relação ao comportamento

5. Agradecemos a Marcos Rangel por essa sugestão.

6. Dessa forma, os modelos de barganha de Nash enquadram-se como um caso particular da abordagem de racionalidade coletiva.

observado das famílias.⁷ Apesar de generalizar o arcabouço coletivo, o modelo proposto por Browning e Chiappori (1998) demanda a existência de informações referentes a pelo menos cinco bens, com variação de preços, o que inviabiliza o seu teste para uma série de circunstâncias, em especial para o Brasil.

Até o momento não foi realizado nenhum estudo empírico para o teste da adequação do comportamento das famílias brasileiras ao arcabouço teórico de racionalidade coletiva. Entretanto, Rangel (2006), apesar de não adotar explicitamente nenhuma versão das abordagens teóricas acima discutidas, investigou os efeitos de uma alteração institucional exógena na legislação, referente às relações matrimoniais informais, sobre as decisões de alocação de tempo dos indivíduos da família entre trabalho e lazer. As evidências para tal “quase-experimento” sinalizaram uma ampliação do poder de barganha das mulheres no interior de relações informais, com redução do número de horas de trabalho ofertadas tanto no mercado (-3,2%) quanto em atividades domiciliares (-0,7%).

Com base na apresentação dos desenvolvimentos teóricos e empíricos ocorridos acerca da forma como entender e interpretar o mecanismo por meio do qual as decisões da família são tomadas, torna-se relevante a verificação do grau de adequação desses modelos para o caso brasileiro. Dessa forma, este estudo tem como objetivo o teste empírico, para o caso específico do Brasil, do modelo teórico de racionalidade coletiva de oferta de trabalho com fatores distributivos desenvolvido por CFL (2002). Além disso, pretende-se estudar como o comportamento de oferta de trabalho dos cônjuges brasileiros responde a alterações em variáveis tradicionais e outras não diretamente relacionadas à restrição orçamentária e nem às preferências individuais. Com isso, o trabalho preenche uma lacuna na literatura brasileira sobre oferta de trabalho de casais, já que, de modo geral, a literatura buscou apenas refutar o modelo unitário de oferta de trabalho sem buscar testar empiricamente modelos teóricos específicos. Assim, este trabalho contribui para um melhor entendimento acerca das decisões intrafamiliares de oferta de trabalho.

O presente artigo está organizado em três seções além desta introdução. A próxima seção trata da metodologia adotada, estando subdividida para a apresentação do modelo teórico e da especificação funcional adotada no estudo empírico. A terceira seção apresenta a descrição da amostra e os resultados obtidos. Por fim, as conclusões do trabalho são expostas na última seção.

2 METODOLOGIA

Nesta seção serão apresentados tanto o modelo teórico e os seus resultados quanto a especificação da forma funcional adotada para a estimação das equações de oferta de trabalho dos cônjuges.

7. Vermeulen (2005) também testou o modelo de racionalidade coletiva proposto por CFL para uma amostra de casais holandeses e o comportamento dessas famílias não rejeitou a validade desse modelo.

2.1 Modelo teórico

O comportamento observável das famílias brasileiras, assim como o mecanismo de relacionamento entre os seus membros, que culmina com as decisões de consumo e oferta de trabalho (lazer, por conseguinte), será interpretado mediante o modelo de racionalidade coletiva de oferta de trabalho com fatores distributivos desenvolvido por CFL (2002). A estrutura e os resultados desse modelo coletivo serão apresentados tanto na sua versão mais geral quanto na sua especificação restrita. Também com o intuito de facilitar a exposição, o modelo acima mencionado será identificado no restante do texto pelas suas iniciais, ou seja, MRCOTFD (Modelo de Racionalidade Coletiva de Oferta de Trabalho com Fatores Distributivos).

De maneira geral, os modelos coletivos adotam como pressupostos básicos que as famílias são compostas por indivíduos (cônjuges) que têm suas próprias preferências e a interação entre esses cônjuges resulta na decisão, Pareto-eficiente, sobre a alocação dos recursos escassos do domicílio. Vale ressaltar que a hipótese de eficiência é adotada independentemente do mecanismo por meio do qual os membros da família interagem. Essa hipótese é razoável para o contexto em estudo, visto que “a família é um exemplo proeminente de jogos repetidos. Por esse motivo, é plausível supor que os agentes encontram mecanismos que resultam em alocações eficientes, pois a cooperação em geral emerge como um equilíbrio de longo prazo de relações não cooperativas repetidas” (DONNI, 2003, p. 1.182).

Dessa forma, a estrutura do modelo de racionalidade coletiva consiste no fato de que a alocação ótima de Pareto para a família resulta de um processo de maximização da utilidade de cada um dos cônjuges em relação a um nível mínimo de utilidade que deve ser respeitado no que se refere ao outro cônjuge e a uma restrição orçamentária conjunta da família. Os pressupostos de que as funções de utilidade são estritamente côncavas e que o conjunto orçamentário é convexo garantem que o conjunto de possibilidades de utilidades seja estritamente convexo. Essas condições permitem afirmar que o problema de escolha da família pode ser representado pelo seguinte processo de otimização de uma função de bem-estar social da família, que representa uma combinação linear das funções de utilidade dos cônjuges, condicionado ao conjunto orçamentário agregado da família:

$$\begin{aligned} \max_{\{1-h^1, C^1, 1-h^2, C^2\}} & \mu(w, y, s, z)U^1(1-h^1, C^1, 1-h^2, C^2, z) + \\ & + [1-\mu(w, y, s, z)]U^2(1-h^1, C^1, 1-h^2, C^2, z) \end{aligned} \quad (1)$$

sujeito $w_1 h^1 + w_2 h^2 + y \geq C^1 + C^2$

Sendo:

h^j = horas de trabalho ofertadas pelo indivíduo j , $p/j = 1, 2$;

w^j = taxa de salário do indivíduo j , $p/j = 1, 2$;

C^j = vetor de consumo do bem composto de Hicks⁸ pelo indivíduo j , $p/j = 1, 2$;

y = renda não laboral (não proveniente do trabalho);

s = vetor de fatores distributivos;

z = vetor de variáveis de controle; e

μ = poder de barganha dos cônjuges.

Um conceito fundamental para o MRCOTFD, e que o diferencia dos demais modelos na abordagem de racionalidade coletiva, é o de fatores distributivos (*distribution factors*). Browning e Chiappori (1998) os definem como as variáveis que podem afetar o processo decisório intrafamiliar, mediante impacto sobre o poder de barganha dos agentes, mas que não influenciam diretamente as preferências individuais, nem o conjunto de possibilidades de consumo agregado da família. É justamente “na presença de pelo menos dois fatores distributivos que o MRCOTFD, mesmo na sua forma mais geral, restringe fortemente a forma da oferta de trabalho” (CFL, 2002, p. 41).

Ainda em sua forma mais geral, o MRCOTFD é caracterizado pela ausência de quaisquer restrições acerca das preferências dos membros da família. Logo, são factíveis as mais diversas especificações de funções de utilidade para a caracterização das preferências individuais, sendo permitida a presença de externalidades positivas ou negativas, altruísmo com diferentes implicações sobre as preferências individuais etc.

Adotando apenas soluções interiores para o problema de otimização da função de bem-estar social da família (1), tem-se a equação de oferta de trabalho ótima de cada membro da família, continuamente diferenciável, definida da seguinte forma:

$$h^i[w_1, w_2, y, z, s] = H^i[w_1, w_2, y, z, \mu(w_1, w_2, y, z, s)], \quad i = 1, 2 \quad (2)$$

O fato de as variáveis que representam os fatores distributivos (s) influenciarem as decisões de oferta de trabalho apenas por meio do seu efeito sobre o poder de

8. A utilização do conceito de bem composto de Hicks para representar de forma agregada as escolhas de consumo da família é adotada porque o objetivo do presente estudo é a análise da decisão de oferta de trabalho dos membros da família. Isso é feito sem nenhum prejuízo para o arcabouço teórico, visto que o processo de maximização condicionada tem caráter estático, logo o preço relativo entre esses bens é mantido constante. Para detalhes sobre o conceito de bem composto de Hicks, ver Deaton e Muellbauer (1980, p. 120-122).

barganha dos cônjuges (μ), em acréscimo à característica unidimensional deste fator, permitiu que Bourguignon, Browning e Chiappori (1995) *apud* CFL (2002) deduzissem um resultado em especial:

$$\frac{\frac{\partial h^1}{\partial s_j}}{\frac{\partial h^1}{\partial s_1}} = \frac{\frac{\partial h^2}{\partial s_j}}{\frac{\partial h^2}{\partial s_1}} \quad (3)$$

A expressão (3) reflete a igualdade entre as razões dos efeitos marginais de quaisquer dois fatores distributivos sobre a oferta de trabalho de cada um dos cônjuges. Logo, o comportamento de oferta de trabalho dos indivíduos dentro da família deve satisfazer a condição (3), para que este seja compatível com o modelo MRCOTFD em seu formato mais geral. Essa condição além de ser necessária, também é suficiente.

Apesar de o modelo MRCOTFD na sua forma mais geral criar restrições passíveis de teste empírico em relação ao comportamento das famílias, essa versão do modelo não permite a identificação de informações importantes sobre as preferências individuais e o processo decisório intrafamiliar. A identificação do modelo – segundo CFL (2002, p. 41) – torna-se possível com a imposição de separabilidade fraca sobre as preferências individuais entre o consumo de cada cônjuge. Essa propriedade é satisfeita para dois tipos de funções de utilidade em especial: as preferências egoístas e as altruístas no sentido de Becker. No restante da descrição do MRCOTFD com a imposição de separabilidade fraca do consumo entre os membros da família, será empregado o termo referente a preferências egoístas, porém o mesmo resultado é obtido com as preferências altruístas citadas.

Dessa forma, sob tais condições, o segundo teorema de bem-estar garante que a alocação eficiente da família pode ser obtida alternativamente por meio de um mecanismo de mercado competitivo descentralizado. Ou seja, o problema de escolha da família, visualizado em (1), pode ser reinterpretado como um procedimento em duas etapas. Na primeira, a renda não laboral total da família é dividida entre os seus membros por meio de uma regra de divisão, denominada *sharing rule* (ϕ). No segundo momento, cada um dos cônjuges realiza suas escolhas separadamente de forma a maximizar suas preferências individuais sujeitas a uma restrição orçamentária composta pelos seus rendimentos do trabalho acrescida da fração da renda não laboral que lhe coube. Formalmente:

$$\max_{(h^i, C^i)} U^i(1 - h^i, C^i, z) \quad (4)$$

sujeito $w_i h^i + \phi(w_1, w_2, y, z, s) \geq C^i$

tal que: $\phi^1 = \phi$ e $\phi^2 = y - \phi$

Sendo: $\phi = \textit{sharing rule}$.

Novamente, supondo apenas soluções interiores, as ofertas de trabalho ótimas dos membros da família, continuamente diferenciáveis por hipótese, são dadas por:

$$h^1(w_1, w_2, y, z, s) = H^1[w_1, \phi(w_1, w_2, y, z, s), z]$$

$$h^2(w_1, w_2, y, z, s) = H^2[w_2, y - \phi(w_1, w_2, y, z, s), z] \quad (5)$$

De acordo com CFL (2002), o formato das equações de oferta de trabalho dos membros da família apresentados em (5) permite a derivação de alguns resultados que são passíveis de teste empírico⁹ e a recuperação das derivadas parciais da *sharing rule*. Como as variáveis de renda não laboral, fatores distributivos¹⁰ e salário do cônjuge influenciam a decisão de oferta de trabalho de um membro da família apenas via o termo ϕ – referente à fração da renda não laboral destinada a cada cônjuge – torna-se possível obter taxas marginais de substituição entre essas variáveis, duas a duas, em relação à oferta de trabalho de cada um dos membros da família. A partir destas últimas, são recuperadas as derivadas parciais da *sharing rule* em relação a cada uma das variáveis acima citadas como função do comportamento observável de oferta de trabalho. Para que a *sharing rule* possa ser recuperada, essas equações diferenciais parciais devem ser integradas. Isso somente será possível caso sejam satisfeitas as restrições de igualdade entre as derivadas parciais de segunda ordem cruzadas – o que representa um teste para o MRCOTFD com preferências egoístas – apresentadas a seguir.

$$\frac{\partial \phi_y}{\partial s} = \frac{\partial \phi_s}{\partial y} \Rightarrow \frac{\partial \left(\frac{h_s^2 \cdot h_y^1}{h_s^2 \cdot h_y^1 - h_y^2 \cdot h_s^1} \right)}{\partial s} = \frac{\partial \left(\frac{h_s^2 \cdot h_s^1}{h_s^2 \cdot h_y^1 - h_y^2 \cdot h_s^1} \right)}{\partial y} \quad (6)$$

9. Maiores detalhes sobre a derivação desses resultados, ver CFL (2002, p. 45-47 e 68-70).

10. Para o caso especial de dois fatores distributivos, existe uma restrição extra, idêntica à observada para o modelo coletivo geral dada por (3).

$$\frac{\partial \phi_y}{\partial w_1} = \frac{\partial \phi_{w_1}}{\partial y} \Rightarrow \frac{\partial \left(\frac{h_s^2 \cdot h_y^1}{h_s^2 \cdot h_y^1 - h_y^2 \cdot h_s^1} \right)}{\partial w_1} = \frac{\partial \left(\frac{h_{w_1}^2 \cdot h_s^1}{h_s^2 \cdot h_y^1 - h_y^2 \cdot h_s^1} \right)}{\partial y} \quad (7)$$

$$\frac{\partial \phi_y}{\partial w_2} = \frac{\partial \phi_{w_2}}{\partial y} \Rightarrow \frac{\partial \left(\frac{h_s^2 \cdot h_y^1}{h_s^2 \cdot h_y^1 - h_y^2 \cdot h_s^1} \right)}{\partial w_2} = \frac{\partial \left(\frac{h_s^2 \cdot h_{w_2}^1}{h_s^2 \cdot h_y^1 - h_y^2 \cdot h_s^1} \right)}{\partial y} \quad (8)$$

$$\frac{\partial \phi_s}{\partial w_1} = \frac{\partial \phi_{w_1}}{\partial s} \Rightarrow \frac{\partial \left(\frac{h_s^2 \cdot h_s^1}{h_s^2 \cdot h_y^1 - h_y^2 \cdot h_s^1} \right)}{\partial w_1} = \frac{\partial \left(\frac{h_{w_1}^2 \cdot h_s^1}{h_s^2 \cdot h_y^1 - h_y^2 \cdot h_s^1} \right)}{\partial s} \quad (9)$$

$$\frac{\partial \phi_s}{\partial w_2} = \frac{\partial \phi_{w_2}}{\partial s} \Rightarrow \frac{\partial \left(\frac{h_s^2 \cdot h_s^1}{h_s^2 \cdot h_y^1 - h_y^2 \cdot h_s^1} \right)}{\partial w_2} = \frac{\partial \left(\frac{h_s^2 \cdot h_{w_2}^1}{h_s^2 \cdot h_y^1 - h_y^2 \cdot h_s^1} \right)}{\partial s} \quad (10)$$

$$\frac{\partial \phi_{w_1}}{\partial w_2} = \frac{\partial \phi_{w_2}}{\partial w_1} \Rightarrow \frac{\partial \left(\frac{h_{w_1}^2 \cdot h_s^1}{h_s^2 \cdot h_y^1 - h_y^2 \cdot h_s^1} \right)}{\partial w_2} = \frac{\partial \left(\frac{h_s^2 \cdot h_{w_2}^1}{h_s^2 \cdot h_y^1 - h_y^2 \cdot h_s^1} \right)}{\partial w_1} \quad (11)$$

2.2 Especificação funcional das equações de oferta de trabalho

Este trabalho adotará formas funcionais para as equações de oferta de trabalho dos cônjuges conforme explicitado em (12) e (13):

$$h^1(w_1, w_2, y, s_1, s_2, z) = \beta_0 + \beta_1 \cdot \log(w_1) + \beta_2 \cdot \log(w_2) + \beta_3 \cdot y + \beta_4 \cdot \log(w_1) \cdot \log(w_2) + \beta_5 \cdot s_1 + \beta_6 \cdot s_2 + \beta_7^z \cdot z \quad (12)$$

$$h^2(w_1, w_2, y, s_1, s_2, z) = \theta_0 + \theta_1 \cdot \log(w_1) + \theta_2 \cdot \log(w_2) + \theta_3 \cdot y + \theta_4 \cdot \log(w_1) \cdot \log(w_2) + \theta_5 \cdot s_1 + \theta_6 \cdot s_2 + \theta_7^z \cdot z \quad (13)$$

Dessa forma, utiliza-se a mesma especificação de CFL (2002). De acordo com a análise das condições (3) e (6) a (11), acima, fica claro que elas não dependem particularmente de nenhum pressuposto acerca da forma funcional das equações de oferta de trabalho.

Ao aplicar a condição de igualdade referente à expressão (3) nas equações de oferta de trabalho (12) e (13), obtém-se a restrição, em termos dos parâmetros dessas equações, que deve ser satisfeita caso o comportamento de oferta de trabalho dos cônjuges seja compatível com o MRCOTFD geral. Vale ressaltar a importância da estimação do modelo com pelo menos dois fatores distributivos; caso contrário não seria possível esse teste de eficiência.

$$\frac{\beta_5}{\theta_5} = \frac{\beta_6}{\theta_6} \quad (14)$$

Já as condições referentes às equações (6) a (11), além da restrição (3) devido à existência de dois fatores distributivos, resumem-se à igualdade abaixo. Portanto, para que o comportamento de oferta de trabalho dos cônjuges esteja de acordo com o MRCOTFD com preferências egoístas deve ser verificada empiricamente a expressão (15).

$$\frac{\beta_4}{\theta_4} = \frac{\beta_5}{\theta_5} = \frac{\beta_6}{\theta_6} \quad (15)$$

3 ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS E RESULTADOS

O banco de dados utilizado para o estudo do comportamento de oferta de trabalho de cônjuges no Brasil foi elaborado a partir da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), para os anos de 2002 a 2007. O conjunto de famílias sob estudo foi construído a partir das informações das PNADs de 2003, 2005 e 2007. Já as informações sobre os demais anos (2002, 2004 e 2006) foram utilizadas para a construção de variáveis auxiliares a serem incorporadas na amostra principal e no processo de estimação. Os valores de salário e rendas não laborais foram deflacionados segundo o deflator definido por Courseil e Foguel (2002) e estão expressos em termos de reais de 2002. A amostra básica consiste em 78.207 famílias formadas pela pessoa de referência e seu cônjuge, que declararam trabalhar na data da entrevista¹¹ e ambos pertenciam à faixa etária entre 20 e 60 anos.

11. Foram excluídas as famílias nas quais ambos os cônjuges declararam trabalhar, mas que ao menos um deles declarou taxa de salário nula.

Conforme ressaltado por CFL (2002), o fato de condicionar a amostra ao contexto de casais que trabalham pode trazer problemas de viés, sobretudo para o caso das mulheres. No entanto, esse critério foi adotado tanto por CFL (2002) quanto por Vermeulen (2005), visto que a introdução de soluções de canto originadas pelas famílias nas quais pelo menos um cônjuge não trabalha não é trivial. Dentro da abordagem de racionalidade coletiva já existem alguns trabalhos que incorporam tais situações, entre eles: Donni (2003), Blundell *et al.* (2005) e Vermeulen (2006). Particularmente, Donni (2003) elabora o modelo que aninha as demais contribuições que incorporaram decisões discretas e censura quanto à oferta de trabalho de um dos cônjuges. Entretanto, tal modelo necessariamente deve impor uma série de restrições, tais como: preferências egoístas, exclusão do consumo de bens públicos e produção doméstica. Dessa forma, o modelo proposto por CFL (2002) permite um teste mais geral da abordagem de racionalidade coletiva, pois as condições derivadas do modelo, em sua forma geral, não necessitam de quaisquer pressupostos sobre as preferências dos agentes. Além disso, tais modelos geram dificuldades empíricas adicionais para a identificação do modelo, decorrentes da necessidade de estimação dos salários para os indivíduos que não trabalham.¹² Por último, Mroz (1987) aponta a existência de evidências para uma amostra de mulheres dos Estados Unidos de que o viés de seleção não seria um problema.

A partir do sistema de equações (12) e (13) foram estimadas as equações que descrevem o comportamento de oferta de trabalho dos cônjuges da amostra em questão. Dessa forma, as variáveis dependentes são o número de horas de trabalho ofertadas mensalmente, em todos os trabalhos, tanto pela pessoa de referência da família quanto pelo seu cônjuge. Já as variáveis explicativas são o logaritmo natural das taxas de salário, horário médio da mulher e do marido – assim como o produto desses –, o total de renda não laboral mensal da família e uma série de covariadas, tais como: idade, escolaridade, raça (branco ou não branco), *dummies* regionais, *dummy* para meio urbano ou rural, *dummies* para os anos de 2003 e 2005, o número de filhos em idade pré-escolar e em idade escolar.

Além dessas variáveis, também foram utilizadas em cada procedimento de estimação duas variáveis que representam os fatores distributivos discutidos nas seções anteriores. A princípio, quando estes fossem favoráveis às mulheres, teriam o efeito de ampliar o poder de barganha das esposas no interior das famílias, implicando assim uma redução da oferta de trabalho e o aumento do lazer delas. Concomitantemente, dever-se-ia esperar também o aumento da oferta de trabalho e a redução do lazer dos maridos.

12. Maiores detalhes quanto às diferenças entre as estruturas dos modelos que incorporam as decisões discretas e as versões usuais do arcabouço de racionalidade coletiva encontram-se em Blundell *et al.* (2005). Esse trabalho também expressa a dificuldade de identificação do modelo e as circunstâncias, muito especiais, nas quais foi possível a estimação e teste empírico do modelo em questão.

O primeiro fator distributivo utilizado foi a variável *sex-ratio*. Conforme destacado por CFL (2002), essa variável é uma *proxy* para as condições do mercado de (re)casamento que as mulheres encontrariam, caso decidissem pelo rompimento de suas relações conjugais atuais.¹³ No presente estudo, a *sex-ratio* foi definida como a razão entre o número total de homens com faixa etária, faixa de escolaridade¹⁴ e cor da pele (branco ou não branco) iguais à do marido em cada família e o total correspondente de homens e mulheres com tais características. Especialmente para essa variável adotou-se como faixa etária o intervalo de mais três e menos três anos em relação à idade do homem que compõe o casal. A variável *sex-ratio* foi construída com informações da PNAD defasada em um ano em relação ao conjunto de famílias no banco de dados, com o cuidado de ponderar as informações relativas a cada observação pelos seus respectivos pesos e recuperar tal estatística para a dimensão regional representativa do plano amostral.¹⁵ Por exemplo, para as famílias do ano de 2005, a informação utilizada sobre a variável em questão foi obtida a partir dos dados da PNAD de 2004. A opção por tal defasagem deve-se ao fato de que as mulheres ao tomarem suas decisões de permanecer ou não casadas, as faziam com base na percepção de escassez relativa de potenciais companheiros definida em um momento anterior à tomada de decisão. Já o segundo fator distributivo é definido como a diferença de idade entre os cônjuges, ou seja, a idade declarada pelo marido menos a da sua esposa, conforme adotado por Vermeulen (2005). A ideia é que quanto maior essa diferença, melhores seriam as opções da esposa no mercado de casamento em relação às do seu marido e, portanto, maior o seu poder de barganha, tudo o mais constante (WOOLEY, 2003).

As estatísticas descritivas da amostra são apresentadas na tabela 1, a qual é composta pelos valores médios e desvios-padrão das variáveis utilizadas, para a estimação das equações de oferta de trabalho dos cônjuges, para cada ano separadamente. De acordo com os valores expostos na tabela 1, em média, os homens trabalham um maior número de horas por mês em comparação às mulheres para todos os anos analisados. Além disso, a jornada de trabalho dos homens apresenta menor variabilidade. Em relação à remuneração, as mulheres tanto recebem um salário menor em média como também auferem menores níveis de renda não provenientes

13. Tal como ressaltado por CFL (2002): "(...) fatores que têm efeito sobre as oportunidades dos cônjuges fora do casamento podem influenciar o balanço de poder intra-familiar e por último a alocação final de recursos, mesmo quando o casamento não é terminado" (CFL, 2002, p. 38). Com certeza, um desses fatores é a situação do mercado de (re)casamento. Dessa forma, a *sex-ratio* tem como objetivo único ser uma variável *proxy* para tal, ou seja, uma medida de escassez relativa de oportunidades fora do casamento.

14. Foram adotadas três faixas de escolaridade, sendo estas: *i*) indivíduos analfabetos ou semianalfabetizados (zero a três anos de escola); *ii*) pessoas com quatro anos de estudo completos até o ensino médio incompleto; e *iii*) indivíduos com pelo menos o ensino médio completo.

15. A dimensão regional a que o texto se refere é denominada estratos "naturais" por Silva, Pessoa e Lila (2002). Cada Unidade da Federação (UF) que não possui uma região metropolitana (RM) define um estrato "natural". Os demais estados da Federação definem dois estratos "naturais" cada, ou seja, um definido pelos municípios que compõem a RM e outro pelos demais municípios desse estado.

TABELA 1
Estatísticas descritivas

	Características gerais					
	2003		2005		2007	
	Mulheres	Homens	Mulheres	Homens	Mulheres	Homens
Número de horas trabalho/mês	151,06 (55,00)	184,45 (43,56)	149,26 (55,48)	182,79 (42,69)	150,07 (53,26)	180,53 (42,08)
Salário horário	3,53 (12,20)	4,85 (11,09)	3,70 (8,54)	4,93 (11,55)	4,07 (8,97)	5,46 (14,97)
Log salário horário	0,71 (0,96)	1,00 (0,97)	0,79 (0,93)	1,05 (0,95)	0,91 (0,91)	1,18 (0,91)
Renda não laboral	19,29 (139,73)	37,55 (295,74)	23,80 (165,81)	38,89 (289,37)	23,55 (136,79)	34,52 (234,72)
Idade	36,27 (8,87)	39,09 (9,29)	36,36 (8,96)	39,15 (9,39)	36,68 (9,04)	39,39 (9,50)
Escolaridade	8,44 (4,30)	7,62 (4,36)	8,69 (4,24)	7,82 (4,33)	9,05 (4,18)	8,15 (4,27)
Branco	0,55	0,52	0,52	0,50	0,52	0,48
	Famílias		Famílias		Famílias	
Renda não laboral	68,28 (356,79)		76,50 (370,32)		73,21 (306,21)	
Número de filhos idade pré-escolar	0,45 (0,69)		0,42 (0,66)		0,38 (0,63)	
Número de filhos idade escolar	0,88 (1,03)		0,86 (1,02)		0,81 (0,97)	
	Fatores distributivos		Fatores distributivos		Fatores distributivos	
Sex-ratio	0,48 (0,05)		0,48 (0,05)		0,48 (0,05)	
Diferença de idade	2,83 (5,85)		2,79 (5,94)		2,71 (6,02)	
	Regiões geográficas e geopolíticas					
	Número de famílias					
	2003		2005		2007	
Regiões urbanas	21.639		24.576		24.952	
RMs	9.422		10.888		10.924	
Norte	2.433		3.207		3.220	
Nordeste	6.109		7.177		7.035	
Sul	4.691		5.136		5.236	
Centro-oeste	2.900		3.318		3.433	
Sudeste	7.432		8.354		8.526	
Total famílias	23.565		27.192		27.450	

Fonte: PNADs de 2002, 2003, 2004, 2005, 2006 e 2007. Elaboração própria.

Nota: Desvios-padrão entre parênteses.

do trabalho. Além disso, as esposas têm, em média, aproximadamente um ano a mais de estudo do que os homens na amostra de casais.

As informações relativas às famílias indicam que o número médio de filhos em idade pré-escolar e escolar é bastante próximo entre os três diferentes anos. A renda não laboral média oscila entre R\$ 68,00 e R\$ 77,00 por mês e apresenta um elevado desvio-padrão comparativamente aos seus valores médios. Já as variáveis adotadas como fatores distributivos apresentam média próxima de 48% para o caso da *sex-ratio* e entre 2,71 e 2,83 anos para a *diferença de idade* entre o marido e sua respectiva esposa.

Com relação à distribuição geográfica das famílias que compõem a amostra, nos três anos analisados, tem-se a predominância de famílias na região urbana, enquanto 40% vivem nas RMs brasileiras.

A tabela 2 apresenta as estimativas dos parâmetros do sistema de equações de oferta de trabalho de mulheres e homens casados para a amostra básica de famílias brasileiras. Inicialmente as equações foram estimadas a partir do pressuposto de que todas as variáveis explicativas do sistema são exógenas. Estes resultados, denominados “modelo 1”, estão apresentados nas colunas (I) e (II) da tabela 2 e apontam que tanto a *sex-ratio* quanto a *diferença de idade* atuam no sentido de reduzir a oferta de trabalho das mulheres e ampliar a dos respectivos maridos. As estatísticas obtidas são significativas a 1%, exceto para a variável *sex-ratio* no caso dos homens.

Entretanto, as estimativas apresentadas no modelo 1 estão sujeitas a problemas de viés e inconsistência caso algumas variáveis explicativas presentes nas equações de oferta de trabalho sejam endógenas. A existência de correlação entre a taxa de salário e o resíduo das equações de oferta de trabalho deve-se a dois motivos: primeiro, à questão de simultaneidade na determinação das decisões de oferta de trabalho e taxas de salário, e o segundo, decorre da própria definição da taxa média de salário horário, visto que essa é obtida pela divisão do total mensal dos rendimentos laborais do indivíduo e do número de horas de trabalho no mês. Esta última é a própria variável dependente do sistema de equações e “(...) qualquer erro de medida no número de horas trabalhadas deve introduzir uma correlação espúria negativa entre a medida de salário médio e a variável dependente” (MROZ, 1987, p. 774). Na sua investigação empírica, Mroz (1987) ressalta que foram encontradas evidências de um substancial erro de medida na variável em questão.

Seguindo as evidências apresentadas por Mroz (1987), nas colunas (III) e (IV) da tabela 2, admite-se que as taxas de salário horário dos cônjuges são endógenas.

TABELA 2

Sistema de equações de oferta de trabalho: amostra básica – famílias compostas por cônjuges que trabalham e têm entre 20 e 60 anos

	Modelo 1		Modelo 2	
	Número de horas de trabalho/mês		Número de horas de trabalho/mês	
	Mulher (I)	Homem (II)	Mulher (III)	Homem (IV)
Log salário horário mulher	-23,181*** (0,345)	4,056*** (0,263)	28,338*** (6,895)	5,501*** (2,013)
Log salário horário homem	5,980*** (0,327)	-15,412*** (0,267)	-8,844*** (3,341)	4,380 (4,552)
Renda não laboral	-0,002*** (0,001)	-0,001* (0,000)	-0,004*** (0,001)	-0,001** (0,001)
Log salário horário cruzado	1,236*** (0,158)	0,290** (0,126)	-2,829*** (0,966)	-3,915*** (0,714)
<i>Sex-ratio</i>	-23,593*** (3,753)	-0,402 (3,139)	2,090 (5,240)	6,955** (3,495)
Diferença de idade	-0,255*** (0,033)	0,169*** (0,028)	-0,151*** (0,047)	0,089* (0,046)
Idade	-0,146*** (0,024)	-0,003 (0,019)	-0,684*** (0,070)	-0,129*** (0,029)
Branco	3,363*** (0,412)	4,075*** (0,328)	1,517*** (0,513)	2,448*** (0,458)
Escolaridade	2,393*** (0,058)	0,850*** (0,048)	-1,077*** (0,411)	-0,465* (0,243)
Norte	-1,625** (0,800)	-6,186*** (0,637)	-0,081 (0,931)	-4,778*** (0,727)
Nordeste	-12,476*** (0,530)	-9,596*** (0,422)	-1,884 (1,369)	-2,958*** (1,114)
Sul	1,732*** (0,515)	-0,705* (0,411)	1,719*** (0,598)	-0,764* (0,433)
Centro-Oeste	0,034 (0,708)	1,536*** (0,563)	-0,988 (0,828)	1,420** (0,589)
Urbano	13,433*** (0,661)	-0,965* (0,528)	10,225*** (0,921)	-5,533*** (0,911)
Número de filhos em idade pré-escolar	-6,480*** (0,310)	0,590** (0,247)	-7,072*** (0,384)	1,263*** (0,286)
Número de filhos em idade escolar	-1,687*** (0,191)	0,599*** (0,152)	-1,324*** (0,225)	0,890*** (0,161)
Ano 2003	-0,191 (0,460)	2,045*** (0,366)	3,913*** (0,714)	3,955*** (0,446)
Ano 2005	-1,668*** (0,440)	0,807** (0,351)	0,638 (0,569)	2,197*** (0,415)

(continua)

(continuação)

	Modelo 1		Modelo 2	
	Número de horas de trabalho/mês		Número de horas de trabalho/mês	
	Mulher (I)	Homem (II)	Mulher (III)	Homem (IV)
Intercepto	150,511*** (2,402)	189,155*** (2,026)	167,524*** (4,392)	186,315*** (2,494)
Chi-quadrado	8.128,14	5.179,71	1.731,32	778,38
Valor-p	0,00	0,00	0,00	0,00
Número de famílias	78.207	78.207	78.207	78.207

Fonte: PNADs de 2002, 2003, 2004, 2005, 2006 e 2007. Elaboração própria.

Notas: Erros-padrão entre parênteses.

Variável dependente: número de horas de trabalho/mês.

No modelo 1, estimam-se as equações (12) e (13) admitindo-se que todas as variáveis explicativas são exógenas; no modelo 2, estimam-se as mesmas equações admitindo endogeneidade do salário.

* $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

Dessa forma o “modelo 2”, da tabela 2, apresenta as estimativas das equações de oferta de trabalho obtidas por mínimos quadrados em três estágios (3SLS).¹⁶ Os instrumentos utilizados foram os salários médios,¹⁷ defasados de homens e mulheres, e seus termos cruzados, obtidos por faixa etária¹⁸ e faixa de escolaridade¹⁹ dos indivíduos. Novamente, na elaboração dos instrumentos foram levadas em consideração as informações relativas aos pesos de cada observação e tais estimativas foram recuperadas apenas para a dimensão regional representativa do plano amostral. Esses valores estão defasados, pois são obtidos a partir das PNADs imediatamente anteriores às utilizadas para a construção da amostra de famílias sob estudo.

Comparativamente, grande parte das estimativas obtidas no modelo 2 são bastante distintas daquelas observadas no modelo 1 – que pressupõe exogeneidade das taxas de salários – tanto em magnitude quanto em sinal. Essas diferenças destacam-se especialmente no caso dos coeficientes que acompanham o logaritmo

16. Sob condições de ortogonalidade especiais, ou seja, em que o conjunto de variáveis exógenas (inclusive os instrumentos) seja ortogonal aos termos de resíduo das duas equações de oferta de trabalho dos cônjuges, o estimador 3SLS além de ser consistente, também é algebricamente idêntico ao estimador de mínimos quadrados em três estágios do método dos momentos generalizados. Logo, o 3SLS é o estimador assintoticamente eficiente para as circunstâncias observadas no presente estudo empírico. Para detalhes, ver Wooldridge (2002, cap. 8).

17. O uso dos salários médios de homens e mulheres como instrumento para as taxas de salário horário dos cônjuges foi sugestão de um dos pareceristas do artigo. Os autores agradecem por tal sugestão.

18. As faixas etárias adotadas foram de: 20 a 29, 30 a 39, 40 a 49 e 50 a 60 anos.

19. Foram adotadas as mesmas três faixas de escolaridade que basearam a construção da variável *sex-ratio*.

das taxas de salário dos cônjuges, o termo cruzado desses logaritmos e a escolaridade dos cônjuges.

Quanto ao comportamento de oferta de trabalho dos cônjuges, relativamente às variáveis definidas neste artigo como fatores distributivos, as evidências empíricas indicam que os resultados são qualitativamente próximos aos observados no modelo 1 apenas para a variável *diferença de idade*. De acordo com as colunas (III) e (IV) da tabela 2, cada ano extra de diferença entre as idades do marido e sua esposa reduz a oferta de trabalho das mulheres em aproximadamente 0,151 hora por mês e amplia a dos homens em 0,089 hora. Apesar de pequenos em magnitude, estes coeficientes são estatisticamente significantes (1% e 10%, respectivamente). Além disso, se adotarmos a hipótese de linearidade do efeito da diferença entre as idades do marido e da esposa sobre a jornada de trabalho dos cônjuges, uma diferença de dez anos implica a redução da oferta de trabalho das mulheres em mais de 1,5 hora por mês.

Já a variável *sex-ratio*, após a adoção da hipótese de endogeneidade das taxas de salário, apresenta um impacto positivo sobre a decisão de oferta de trabalho dos homens. E esse efeito é estatisticamente distinto de zero, ao nível de significância de 5%. Isto significa dizer que o aumento em 1 ponto percentual (p.p.) na *sex-ratio* amplia em aproximadamente sete horas mensais a jornada média de trabalho dos cônjuges do sexo masculino. Por outro lado, o efeito dessa variável sobre a decisão de oferta de trabalho das mulheres sofre uma alteração em relação ao sentido, passando de negativo, sob o pressuposto de exogeneidade das taxas de salário, para positivo no modelo 2, o que é contrário ao previsto pela teoria. Entretanto, este último resultado não é estatisticamente diferente de zero aos níveis de significância usuais.

Com o intuito de verificar a robustez dos resultados acima destacados, o sistema de equações de oferta de trabalho dos cônjuges brasileiros também foi estimado para amostras alternativas. As três especificações alternativas adotadas representam subamostras do conjunto de famílias inicialmente apresentado neste estudo. A tabela 3 apresenta os resultados obtidos para cada uma das amostras alternativas, supondo endogeneidade das taxas de salário.

O “modelo 3” é composto pelo conjunto de famílias para as quais o domicílio entrevistado possuía uma única família residindo. Essa restrição tem como objetivo excluir organizações domiciliares nas quais o processo de barganha entre os agentes no interior da família fosse mais complexo do que a estrutura suposta pelo MRCOTFD. Dessa forma, a estrutura familiar de tal subamostra se enquadra melhor nas premissas do arcabouço de racionalidade coletiva. Já o “modelo 4”, cujos resultados estão listados nas colunas (III) e (IV) da tabela 3, refere-se ao conjunto de famílias nas quais a faixa etária dos cônjuges é restrita entre os 30 e

os 60 anos. De acordo com CFL (2002, p. 55), a exclusão de casais com “idade inferior a 30 anos aumenta a proporção de famílias ‘estáveis’, para as quais a hipótese de eficiência no processo decisório intrafamiliar tem maior probabilidade de ser satisfeita”. Por fim, a última subamostra é composta pela intersecção das famílias constituintes das amostras referentes aos modelos 3 e 4, descritos acima. As estimativas obtidas para este último grupo de famílias são apresentadas nas colunas (V) e (VI) – “modelo 5” – da tabela 3.

TABELA 3

Sistema de equações de oferta de trabalho: amostras alternativas de famílias brasileiras

	Modelo 3		Modelo 4		Modelo 5	
	Número de horas de trabalho/mês		Número de horas de trabalho/mês		Número de horas de trabalho/mês	
	Mulher (I)	Homem (II)	Mulher (III)	Homem (IV)	Mulher (V)	Homem (VI)
Log salário horário mulher	27,705*** (7,508)	6,072*** (2,129)	20,998** (8,650)	4,620** (2,335)	21,027** (9,586)	4,727* (2,507)
Log salário horário homem	-7,723** (3,610)	4,008 (4,867)	-7,486** (3,716)	8,859 (5,995)	-6,718 (4,104)	9,623 (6,505)
Renda não laboral	-0,004*** (0,001)	-0,001** (0,001)	-0,004*** (0,001)	-0,001** (0,001)	-0,004*** (0,001)	-0,001** (0,001)
Log salário horário cruzado	-3,147*** (1,007)	-4,069*** (0,753)	-1,632 (1,164)	-4,645*** (0,919)	-1,926 (1,222)	-4,916*** (0,979)
Sex-ratio	2,841 (5,495)	6,472* (3,683)	-6,154 (6,050)	9,687** (4,262)	-4,529 (6,317)	9,776** (4,515)
Diferença de idade	-0,143*** (0,050)	0,108** (0,049)	-0,113** (0,054)	0,035 (0,060)	-0,098* (0,057)	0,039 (0,064)
Idade	-0,655*** (0,075)	-0,139** (0,031)	-0,645*** (0,070)	-0,201*** (0,035)	-0,620*** (0,075)	-0,209*** (0,036)
Branco	1,519*** (0,536)	2,409*** (0,482)	1,552*** (0,585)	2,895*** (0,577)	1,541** (0,607)	2,746*** (0,620)
Escolaridade	-1,029** (0,450)	-0,419 (0,259)	-0,674 (0,525)	-0,626* (0,330)	-0,684 (0,585)	-0,636* (0,356)
Norte	0,081 (0,987)	-5,287*** (0,759)	0,899 (1,110)	-3,204*** (0,921)	1,040 (1,181)	-4,083*** (0,962)
Nordeste	-2,111 (1,436)	-2,846** (1,190)	-3,082* (1,687)	-1,750 (1,475)	-3,202* (1,792)	-1,384 (1,604)
Sul	1,891*** (0,616)	-0,751* (0,447)	2,389*** (0,689)	-0,716 (0,529)	2,525*** (0,708)	-0,723 (0,547)
Centro-Oeste	-0,677 (0,854)	1,270** (0,608)	-0,293 (0,971)	1,104 (0,736)	-0,071 (1,000)	0,983 (0,761)
Urbano	10,031*** (0,963)	-5,903*** (0,972)	10,111*** (1,115)	-6,978*** (1,276)	10,068*** (1,162)	-7,459*** (1,365)

(continua)

(continuação)

	Modelo 3		Modelo 4		Modelo 5	
	Número de horas de trabalho/mês		Número de horas de trabalho/mês		Número de horas de trabalho/mês	
	Mulher (I)	Homem (II)	Mulher (III)	Homem (IV)	Mulher (V)	Homem (VI)
Número de filhos em idade pré-escolar	-7,064*** (0,400)	1,323*** (0,302)	-6,213*** (0,525)	0,827* (0,433)	-6,094*** (0,543)	0,984** (0,451)
Número de filhos em idade escolar	-1,354*** (0,233)	0,869*** (0,167)	-1,564*** (0,307)	0,727*** (0,210)	-1,592*** (0,318)	0,757*** (0,220)
Ano 2003	3,922*** (0,751)	4,030*** (0,462)	3,621*** (0,871)	4,077*** (0,568)	3,760*** (0,926)	4,186*** (0,595)
2005	0,516 (0,591)	2,347*** (0,428)	0,489 (0,672)	2,336*** (0,520)	0,414 (0,700)	2,485*** (0,537)
Intercepto	165,410*** (4,721)	187,043*** (2,615)	169,579*** (4,647)	187,306*** (3,265)	167,213*** (5,005)	187,462*** (3,447)
Chi-quadrado	1.641,19	743,43	1.065,77	535,11	1.005,92	508,07
Valor-p	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Número de famílias	72.223	72.223	55.260	55.260	51.391	51.391

Fonte: PNADs de 2002, 2003, 2004, 2005, 2006 e 2007. Elaboração própria.

Notas: Erros-padrão entre parênteses.

Variável dependente: horas de trabalho/mês.

Nos modelos 3 a 5, estimam-se as equações (12) e (13) admitindo-se endogeneidade do salário. No modelo 3, a amostra é composta apenas por domicílios unifamiliares. O modelo 4 refere-se às famílias cujos cônjuges possuem, ambos, de 30 a 60 anos. A amostra relativa ao modelo 5 é composta pelas famílias que atendam tanto os critérios do modelo 3 como os do modelo 4.

* $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

De modo geral, tanto o sentido e a magnitude quanto a significância dos parâmetros estimados mantêm proximidade com os resultados obtidos a partir da amostra original. Os efeitos apresentados na tabela 3, relativamente aos dois fatores distributivos – *sex-ratio* e *diferença de idade* entre os cônjuges – também se mantiveram próximos aos da amostra original, sobretudo os do modelo 3. Já para os modelos 4 e 5, observa-se uma redução no valor absoluto e na significância para os coeficientes associados à *diferença de idade* entre os cônjuges, até mesmo deixando de ser estatisticamente significativa para o caso do efeito dessa variável sobre o comportamento de oferta de trabalho dos homens casados. Entretanto, o padrão observado permanece condizente com o comportamento dos cônjuges previsto pelo arcabouço teórico de racionalidade coletiva. Os resultados sinalizam a favor da elevação do poder de barganha das mulheres internamente à relação conjugal, permitindo assim um maior consumo de lazer e, por conseguinte, uma redução na oferta de trabalho. Por outro lado, os homens perdem “espaço” na disputa interna ao casamento, o que ocasiona um incremento na sua oferta de trabalho.

De forma complementar, as estimativas dos coeficientes associados aos fatores distributivos no sistema de equações de oferta de trabalho da amostra de cônjuges brasileiros geram evidências contrárias à validade de uma importante restrição derivada a partir do conceito de modelo unitário. De acordo com a abordagem unitária, apenas as variáveis que determinam as preferências e a restrição orçamentária da família devem influenciar as decisões de oferta de trabalho e consumo da família. Portanto, pela própria definição de fatores distributivos, o efeito dessas variáveis sobre a oferta de trabalho deveria ser nulo, de acordo com o modelo unitário. Entretanto, os resultados das tabelas 2 e 3 sugerem que o comportamento da oferta de trabalho das famílias brasileiras não é compatível com essa restrição.²⁰

A disponibilidade de dados acerca do comportamento das famílias brasileiras em conjunto com a estrutura particular do MRCOTFD, apresentado na seção referente à metodologia deste trabalho, permite o teste empírico da abordagem de racionalidade coletiva para o contexto brasileiro. Conforme exposto anteriormente, qualquer comportamento de oferta de trabalho compatível com o MRCOTFD geral deve satisfazer a igualdade entre as razões dos efeitos marginais das variáveis *sex-ratio* e *diferença de idade* nas equações de oferta de trabalho dos cônjuges. Ou seja, será testada a restrição referente à equação (14).

A tabela 4 apresenta os resultados referentes ao teste para verificação empírica da validade da restrição não linear imposta pelo MRCOTFD geral, para a amostra mais geral usada no trabalho.

A conclusão obtida a partir dos testes é de que o comportamento de oferta de trabalho das famílias brasileiras, que apontou evidências contrárias às condições associadas ao modelo unitário, adapta-se bem ao MRCOTFD geral. E isto ocorre tanto para a especificação que adota todas as variáveis explicativas exógenas, quanto para o caso em que as taxas de salário são endógenas. Os mesmos testes foram realizados com as três subamostras acima descritas e os resultados são expostos na tabela 5. Assim, como nos modelos 1 e 2, para as amostras alternativas não houve evidência que permitisse rejeitar a validade do MRCOTFD geral para o conjunto de famílias brasileiras sob estudo. É importante reiterar que o modelo MRCOTFD geral não impõe qualquer restrição sobre as relações de preferências individuais no processo decisório intrafamiliar.

Também foi realizado o teste empírico da restrição expressa por (15) ao comportamento de oferta de trabalho das famílias brasileiras. Esta impõe que a igualdade entre os quocientes, verificada em (14) também deva ser igual à razão entre os coeficientes que acompanham o produto dos logaritmos das taxas de salário dos cônjuges. Logo, uma condição ainda mais restritiva que a anterior e que

20. É importante ressaltar que, tal como Browning, Chiappori e Lechene (2006), o fato de as evidências empíricas confirmarem a dependência das escolhas das famílias em relação aos fatores distributivos não implica necessariamente a rejeição do modelo unitário

TABELA 4
Testes do MRCOTFD

Modelo 1	
MRCOTFD geral	
Teste Wald	chi2(1) = 0,02 Prob > chi2 = 0,8954
Hipótese nula: equação (14)	
MRCOTFD restrito – preferências egoístas	
Teste Wald	chi2(2) = 9,26 Prob > chi2 = 0,0098
Hipótese nula: equação (15)	
Modelo 2	
MRCOTFD geral	
Teste Wald	chi2(1) = 0,22 Prob > chi2 = 0,6385
Hipótese nula: equação (14)	
MRCOTFD restrito – preferências egoístas	
Teste Wald	chi2(2) = 14,59 Prob > chi2 = 0,000
Hipótese nula: equação (15)	

Fonte: PNADs de 2002, 2003, 2004, 2005, 2006 e 2007. Elaboração própria.

está associada ao pressuposto de preferências individuais egoístas – separabilidade entre o consumo dos cônjuges.

Para os três primeiros modelos utilizados na estimação das equações de oferta de trabalho dos cônjuges existem evidências robustas – ao nível de significância de 1% – contrárias à validade da restrição expressa pela equação (15). Já para as subamostras associadas aos modelos 4 e 5, os resultados dos testes encontram-se no limiar entre a rejeição ou não da restrição referente a (15). No caso da amostra de casais com idade entre 30 e 60 anos, o valor-p derivado do teste é igual a 11%. Já para a amostra de casais em que o domicílio era composto por uma única família e os cônjuges tinham entre 30 e 60 anos, a estatística de teste permite a rejeição da validade de (15) ao nível de significância de 10%.

Dessa forma, para o conjunto de famílias brasileiras estudadas, o comportamento de oferta de trabalho dos cônjuges parece não ser compatível com o modelo de racionalidade coletiva de oferta de trabalho com fatores distributivos e preferências egoístas – MRCOTFD restrito. Este último resultado inviabiliza a recuperação de importantes informações relativas tanto às preferências individuais dos agentes envolvidos no processo decisório intrafamiliar, quanto ao mecanismo interno à família mediante o qual a renda não laboral é alocada entre o marido e sua esposa – a função *sharing rule*.

TABELA 5
Testes do MRCOTFD: amostras alternativas

Modelo 3	
MRCOTFD geral	
Teste Wald	chi2(1) = 0,47 Prob > chi2 = 0,4951
Hipótese nula: equação (14)	
MCOTFD restrito – preferências egoístas	
Teste Wald	chi2(2) = 15,86 Prob > chi2 = 0,0004
Hipótese nula: equação (15)	
Modelo 4	
MRCOTFD geral	
Teste Wald	chi2(1) = 0,47 Prob > chi2 = 0,4946
Hipótese nula: equação (14)	
MCOTFD restrito – preferências egoístas	
Teste Wald	chi2(2) = 4,42 Prob > chi2 = 0,1099
Hipótese nula: equação (15)	
Modelo 5	
MRCOTFD geral	
Teste Wald	chi2(1) = 0,28 Prob > chi2 = 0,5968
Hipótese nula: equação (14)	
MCOTFD restrito – preferências egoístas	
Teste Wald	chi2(2) = 5,38 Prob > chi2 = 0,0679
Hipótese nula: equação (15)	

Fonte: PNADs de 2002, 2003, 2004, 2005, 2006 e 2007. Elaboração própria.

4 CONCLUSÕES

O presente artigo investigou o comportamento da oferta de trabalho dos cônjuges para a realidade das famílias brasileiras, mediante a utilização de um tipo específico de modelo de racionalidade coletiva, que incorpora em sua estrutura o conceito de fatores distributivos. As evidências empíricas indicam que as decisões de oferta de trabalho dos casais são influenciadas de maneira significativa pelas variáveis utilizadas como fatores distributivos, em concordância com o previsto pela teoria. Em resumo, obteve-se que um aumento de um ano na *diferença de idade* entre o marido e sua esposa reduz a oferta de trabalho das mulheres em 0,131 hora por mês e amplia a dos homens em 0,089 hora. Esses resultados são estatisticamente significativos a 1% e são relativamente estáveis nas subamostras adotadas. Inicialmente esse efeito parece pequeno, entretanto, para as diferenças de idade observadas na amostra, a magnitude desse impacto passa a ser relevante.

Já para a variável *sex-ratio* os resultados são mais modestos, no sentido de que para a mulher a influência não é estatisticamente diferente de zero, e para os homens, apesar do amplo efeito, se revelou significativo apenas a 5% ou 10%. Esses efeitos contradizem uma importante restrição derivada do modelo de preferências unitárias, gerando assim resultados que questionam a validade desse modelo.

Em acréscimo às evidências contrárias ao modelo unitário, testou-se empiricamente o grau de adequação de uma classe de modelos de racionalidade coletiva – com fatores distributivos – em relação ao comportamento de oferta de trabalho da pessoa de referência e seu cônjuge para a realidade das famílias brasileiras. De forma geral, os resultados são favoráveis ao modelo em seu formato mais geral, sob um contexto muito amplo, que independe de qualquer tipo de restrições sobre as preferências individuais dos agentes no interior da família. No entanto, para a maioria das amostras, as evidências rejeitam as restrições derivadas do modelo em sua forma mais restrita, na qual é imposta uma restrição sobre as preferências dos indivíduos, com o intuito de manter a separabilidade de consumo entre estes. Este último resultado inviabiliza a utilização das estimativas obtidas para a recuperação de importantes informações sobre os indivíduos e a interação deles no interior das famílias. Informações essas, fundamentais para o levantamento e avaliação dos impactos de alterações em políticas públicas e/ou mudanças institucionais sobre os indivíduos no interior das famílias.

ABSTRACT

This paper aims to investigate the Brazilian spouses' labor supply behavior and to check empirically the adequacy of a specific collective model. This approach provides a theoretical framework to interpret the intra-household decision process and for such uses variables called distribution factors. These variables when favorable to women, increases the wives' bargaining power within families, reducing the labor supply. The distribution factors used in this paper are the age differential between husbands and wives and the sex-ratio—defined as the ratio between the total of men with the husband's characteristics and the corresponding total of men and women in some region. The greater the age difference between man and women, the better the outside options of women and hence, hers bargaining power. The results show that a one-year increase in age gap reduces the women's monthly labor supply in 0.13 hours and extends the men's in 0.089 hours. Besides that, a 1 percentage point increase in the sex-ratio raises about seven hours the husbands' monthly labor supply. Moreover, the spouses' labor supply behavior does not refute the theoretical model in its more general specification.

REFERÊNCIAS

- APPS, P.; REES, R. Taxation and the household. *Journal of Public Economics*, v. 35, p. 355-369, 1988.
- BLUNDELL, R.; CHIAPPORI, P. A.; MAGNAC, T.; MEGHIR, C. *Collective labour supply: heterogeneity and nonparticipation*. 2005, IZA (Discussion Paper, n. 1.785).

BROWNING, M.; CHIAPPORI, P. A. Efficient intra-household allocation: a general characterization and empirical tests. *Econometrica*, Evanston, v. 66, n. 6, p. 1.241-1.278, 1998.

_____; _____. LECHENE, V. Collective and unitary models: a clarification. *Review of Economics of the Household*, v. 4, n. 1, p. 5-14, 2006.

CHIAPPORI, P. A. Rational household labor supply. *Econometrica*, Evanston, v. 56, n. 1, p. 63-89, 1988.

_____. Collective labor supply and welfare. *Journal of Political Economy*, Chicago, v. 100, n. 3, p. 437-467, 1992.

_____; FORTIN, B.; LACROIX, G. Marriage market, divorce legislation and household labor supply. *Journal of Political Economy*, Chicago, v. 110, n. 1, p. 37-72, 2002.

CORSEUIL, C. H.; FOGUEL, M. N. *Uma sugestão de deflatores para rendas obtidas a partir de algumas pesquisas domiciliares do IBGE*. Ipea, 2002 (Texto para Discussão, n. 897).

DONNI, O. Collective household labor supply: nonparticipation and income taxation. *Journal of Public Economics*, v. 87, p. 1.179-1.198, 2003.

DEATON, A.; MUELLBAUER, J. *Economics and consumer behavior*. Cambridge: Cambridge University Press, 1980. 450 p.

FORTIN, B.; LACROIX, G. A test of the unitary and collective models of household labour supply. *The Economic Journal*, London, v. 107, n. 443, p. 933-955, 1997.

LUNDBERG, S.; POLLACK, R. Separate spheres bargaining and the marriage market. *Journal of Political Economy*, Chicago, v. 10, n. 6, p. 988-1.010, 1993.

_____; _____. WALES, T. Do husbands and wives pool their resources? Evidence from de U.K. child benefit. *Journal of Human Resources*, Madison, v. 32, n. 3, p. 463-480, 1997.

MANSER, M.; BROWN, M. Marriage and household decision-making: a bargaining analysis. *International Economic Review*, Philadelphia, v. 21, n. 1, p. 31-44, 1980.

MAS-COLELL, A.; WHINSTON, M.; GREEN, J. *Microeconomic theory*. Oxford: Oxford University, 1995.

MCELROY, M.; HORNEY, M. Nash-bargained household decisions: toward a generalization of the theory of demand. *International Economic Review*, Philadelphia, v. 22, n. 2, p. 333-349, 1981.

MROZ, T. A. The sensitivity of an empirical model of married women's hours of work to economic and statistical assumptions. *Econometrica*, Evanston, v. 55, n. 4, p. 765-799, 1987.

RANGEL, M. A. Alimony rights and intrahousehold allocation of resources: evidence from Brazil. *The Economic Journal*, v. 116, p. 627-658, July 2006.

SILVA, P. L. N.; PESSOA, D. G. C.; LILA, M. F. Análise estatística de dados da PNAD: incorporando a estrutura do plano amostral. *Ciência & Saúde Coletiva*, v. 7, n. 4, p. 659-670, 2002.

TIEFENTHALER, J. The sectoral labor supply of married couples in Brazil: testing the unitary model of household behavior. *Journal of Population Economics*, Heidelberg, v. 12, n. 4, p. 591-606, 1999.

THOMAS, D. Intra-household resource allocation: an inferential approach. *Journal of Human Resources*, Madison, v. 25, n. 4, p. 635-664, 1990.

VERMEULEN, F. Collective household models: principles and main results. *Journal of Economic Surveys*, Edinburgh, v. 16, n. 4, p. 533-564, 2002.

_____. And the winner is ... An empirical evaluation of unitary and collective labour supply models. *Empirical Economics*, Heidelberg, v. 30, n. 3, p. 711-734, 2005.

_____. A collective model for female labor supply with non-participation and taxation. *Journal of Population Economics*, v. 19, p. 99-118, 2006.

WOOLDRIDGE, J. M. *Econometric analysis of cross section and panel data*. Cambridge: MIT Press, 2002. 752 p.

WOOLEY, F. Control over money in marriage. In: GROSSBARD-SHECHTMAN, S. (Ed.). *Marriage and the economy: theory and evidence from advanced industrial societies*. Cambridge: Cambridge University Press, 2003.

(Originais submetidos em setembro de 2008. Última versão recebida em setembro de 2009. Aprovado em outubro de 2009.)

