

# ESTIMAÇÃO DA OFERTA DE TRABALHO COM MODELOS COLETIVOS: UMA APLICAÇÃO PARA O BRASIL

Maurício Machado Fernandes – FEARP/USP

Luiz Guilherme Dácar da Silva Scorzafave – FEARP/USP

## Resumo

Esse artigo tem como objetivo investigar o comportamento da oferta de trabalho dos cônjuges brasileiros e verificar empiricamente a adequação de um modelo específico dentro da abordagem coletiva (“*collective models*”). O modelo coletivo de oferta de trabalho com fatores distributivos oferece uma estrutura teórica para interpretar o processo decisório intrafamiliar e seus resultados, as alocações de consumo e oferta de trabalho das famílias, que são Pareto eficientes por hipótese. Fatores distributivos são variáveis que afetam a decisão sobre oferta de trabalho, mas não tem impactos sobre as preferências nem a restrição orçamentária das famílias. As informações relativas à amostra de famílias brasileiras foram obtidas a partir da PNAD e da Estatística de Registros Cíveis, ambas para o ano de 2004. Os resultados não rejeitam as restrições derivadas do modelo coletivo, tanto em sua forma geral quanto na versão restrita pela imposição de preferências egoístas. Além disso, as variáveis adotadas como fatores distributivos, “*sex-ratio*” e “*participação em divórcios*”, influenciam, de forma significativa e condizente com a teoria, a oferta de trabalho de maridos e esposas.

**Palavras-chave:** oferta de trabalho, modelo coletivo e alocações intrafamiliar eficientes.

## Abstract

This paper has as objective to investigate the Brazilian spouses' labor supply behavior and to empirically check the adequacy of a specific collective model. The collective labor supply model with distribution factors offers a theoretical structure to interpret the intra-household decision process and its results, the families' choices of consumption and labor supply, which are Pareto efficient. Distribution factors are variables that affect the labor supply decision, but do not impact the individual preferences nor the budget constraint of the families. The sample of Brazilian families had been drawn from the “PNAD” and “*Estatística de Registros Cíveis*” databases, for the year of 2004. The results do not reject the restrictions derived from the collective model, neither in its general form nor in the egoistic preferences' form. Moreover, the distribution factors, “*sex-ratio*” and “*participação em divórcios*”, are found to affect labor supply of husbands and wives in the directions predicted by the theory and to be statistically significant.

**Key words:** Labor supply, collective model and Efficient intra-household allocations

**Área 12 – Economia do Trabalho**

**Classificação JEL:** J22, D10, C31

## ESTIMAÇÃO DA OFERTA DE TRABALHO COM MODELOS COLETIVOS: UMA APLICAÇÃO PARA O BRASIL

### 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 assume como pressuposto 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. Ou seja, a simples extensão da teoria clássica do consumidor para o problema de escolha das famílias, mesmo para os casos nos quais essas são compostas por várias pessoas com distintas preferências.

No entanto, a abordagem “unitária” vem sofrendo uma série de críticas sob os pontos de vista metodológico, da análise de bem-estar dos indivíduos<sup>1</sup> e das evidências empíricas. Com relação à última, diversos estudos empíricos têm rejeitado as implicações derivadas do modelo unitário. Entre essas condições estão a satisfação, pelo comportamento das famílias, das propriedades de aditividade, homogeneidade de grau zero e matriz de Slutsky simétrica e semi-definida negativa<sup>2</sup>. Alguns trabalhos que rejeitam as restrições acima mencionadas são os de Vermeulen (2005), Browning e Chiappori (1998) e Fortin e Lacroix (1997).

Além das propriedades tradicionais da teoria do consumidor, o modelo unitário ainda impõe outra restrição sobre os resultados do processo decisório intra-familiar, denominada de “hipótese da renda conjunta” (“*income pooling hypothesis*”). Sob tal hipótese, tem-se que as rendas não-laborais dos indivíduos da família deveriam ser agregadas em um único montante, sendo a distribuição dessa renda entre os indivíduos, irrelevante para determinar as decisões de consumo e oferta de trabalho da família.

Lundberg, Pollack e Wales (1997) investigaram uma alteração de políticas públicas no Reino Unido no final da década de 70, na qual o recebimento dos benefícios vinculados às crianças passou do pai para a mãe. Os resultados permitiram aos autores concluir 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; WALES, 1997, p. 479).

Para a realidade brasileira também foram realizados alguns estudos que rejeitaram a “hipótese da renda conjunta” e, por conseguinte o “modelo unitário”. Entre esses trabalhos destaca-se o de Thomas (1990) que rejeita a hipótese de que os efeitos sobre os indicadores de saúde e nutrição familiar são iguais, independentemente de qual dos cônjuges tem controle sobre a renda familiar. Mais especificamente, o autor obteve como resultado que a renda não-laboral sob controle da mãe tem um efeito maior sobre o padrão de saúde da sua família 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 em 1989, encontrou evidências, para os casos de homens empregados nos setores informal e autônomo e para as mulheres nos setores formal e informal da economia, de que a fração da renda não-laboral em poder de um indivíduo dentro do casamento tem um efeito negativo e significante sobre a oferta de trabalho deste.

---

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

<sup>2</sup> Informações sobre essas condições podem ser obtidas em Mas-Colell, Whinston e Green (1995), cap. 3.

A partir das deficiências do “modelo unitário” foram desenvolvidas algumas abordagens teóricas que tinham como objetivo principal incorporar o fato das famílias serem compostas por diversas pessoas com diferentes preferências, gostos e desejos. Entre essas, destacam-se os trabalhos pioneiros de Manser e Brown (1980) e McElroy e Horney (1981). Essas contribuições introduziram elementos de teoria dos jogos cooperativa, em especial o modelo de barganha de Nash, para tentar trazer um pouco mais de luz ao processo decisório intrafamiliar, que resulta no comportamento de consumo e oferta de trabalho observados empiricamente.

O modelo de barganha de Nash assume que os membros da família maximizam o produto dos ganhos decorrentes da cooperação entre os cônjuges relativamente aos níveis máximos de utilidade alcançados na ausência do equilíbrio cooperativo. De acordo com a especificação imposta à situação de não cooperação entre os indivíduos, existem dois grupos de modelos. No primeiro caso a não cooperação entre os cônjuges culmina com o divórcio. Já o modelo proposto por Lundberg e Pollack (1993) considera a opção de divórcio como extrema e propõe um equilíbrio não cooperativo interno à relação matrimonial.

Segundo Lundberg e Pollack (1996) a principal implicação desses modelos é o fato de que as escolhas da família não dependem exclusivamente dos preços dos bens e renda total da família, mas também das variáveis que definem o equilíbrio não cooperativo. Logo, identifica-se um mecanismo mediante o qual variáveis que não afetam a restrição orçamentária da família, nem as preferências individuais, influenciem as decisões de oferta de trabalho e consumo dos membros da família.

Outro detalhe do modelo de barganha de Nash é a existência de uma única<sup>3</sup> alocação de consumo e oferta de trabalho de equilíbrio para os cônjuges. Esse resultado específico traz uma característica restritiva à verificação empírica dos modelos de barganha. Visto que “se as implicações empíricas são rejeitadas, então é impossível determinar se a escolha (do modelo de barganha) particular em si foi rejeitada ou se foi a abordagem de barganha em geral, em contraposição ao modelo unitário.” (VERMEULEN, 2002, p. 536).

Uma linha alternativa para interpretar as decisões das famílias como oriundas de um processo de interação entre indivíduos com preferências distintas originou-se com os trabalhos de Chiappori (1988 e 1992) e Apps e Rees (1988). Esse novo desenvolvimento teórico foi denominado de “*collective model*” e será traduzido no presente trabalho por “modelo coletivo”. Essa classe de modelos assume como pressupostos básicos que os agentes no interior família têm preferências individuais e que o processo decisório intrafamiliar apresenta um resultado eficiente no sentido de Pareto. De forma geral, a eficiência paretiana significa que as escolhas de consumo e oferta de trabalho dos indivíduos estão dispostas de tal forma que não seja possível aumentar o bem-estar de um membro sem piorar o bem-estar dos demais. Isso faz com que os modelos de barganha de Nash sejam considerados como um caso particular da abordagem coletiva, menos restrita.

A estrutura do modelo coletivo 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 relativamente a um nível mínimo de utilidade que deve ser respeitado referente ao outro cônjuge e uma restrição orçamentária conjunta da família. Sob

---

<sup>3</sup> Nash (1950) apud Lundberg e Pollack (1996) demonstra a existência de quatro axiomas, entre eles a eficiência de Pareto, que caracterizam a unicidade da solução da barganha de Nash.

condições de preferências e conjunto orçamentário bem comportados<sup>4</sup> tem-se que o conjunto de possibilidade de utilidades é estritamente convexo. Esse fato permite afirmar que toda escolha eficiente no sentido de Pareto pode ser representada como um resultado estacionário de uma função de bem-estar social linear com fatores de ponderação de bem-estar positivos para os indivíduos (MAS-COLELL, WHINSTON, GREEN, 1995 apud VERMEULEN, 2002).

Os fatores de ponderação, na função de bem-estar que representa as preferências agregadas da família, indicam a capacidade de cada cônjuge impor seus desejos e vontades no processo decisório intrafamiliar. Ou de forma alternativa, esses termos representam o ‘poder’ que cada cônjuge tem de interferir nas alocações de consumo e lazer da família e por isso passam a ser chamados no restante do artigo por “poder de barganha”.

As primeiras contribuições relativas à abordagem “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, ou seja, em “*cross-section*”. 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 sem filhos em idade pré-escolar, para a realidade das famílias canadenses em 1986. Além disso, o trabalho em questão também rejeitou as restrições derivadas do modelo unitário para a maior parte dos grupos de casais canadenses.

Na sequência de trabalhos que contribuiram para a evolução da abordagem “coletiva” destaca-se o trabalho de Browning e Chiappori (1998), visto que este permitiu uma maior generalização em relação aos modelos anteriores. A principal contribuição refere-se à não necessidade de imposição de restrições sobre as preferências dos indivíduos na família para a obtenção de resultados analíticos. Isso permitiu a adoção de preferências nas suas formas mais gerais, ou seja, com presença de externalidades, consumo de bens privados e públicos etc. A verificação empírica das restrições derivadas do modelo coletivo de Browning e Chiappori (1998) foi realizada para uma amostra de casais canadenses e as evidências corroboram a aceitação do modelo em questão para essa amostra. Entretanto, o fato desse modelo ser aplicado apenas em circunstâncias nas quais existam informações referentes à pelo menos cinco bens, inclusive lazer dos dois cônjuges, com dados longitudinais, dificulta o teste empírico deste.

Já Chiappori, Fortin e Lacroix (2002) elaboram uma versão do modelo coletivo de oferta de trabalho com a utilização de fatores distributivos, que permite o seu teste para um conjunto de circunstâncias nas quais apenas informações sobre as decisões familiares de oferta de trabalho são observadas em um único período. Além disso, os resultados obtidos por esse modelo são viáveis mesmo quando são adotadas preferências individuais muito amplas para os membros da família. Outra característica dessa versão do modelo coletivo é permitir, após a imposição de algumas restrições particulares sobre a relação de preferências dos cônjuges, a recuperação parcial das preferências individuais e de uma regra sobre o processo de divisão da renda não-laboral total da família entre os cônjuges. Chiappori, Fortin e Lacroix (2002) e Vermeulen (2005) aplicaram os resultados desse modelo para a realidade de uma amostra de famílias dos Estados Unidos e casais da Holanda, respectivamente, e

---

<sup>4</sup> Significa afirmar que as funções de utilidade são estritamente côncavas e o conjunto orçamentário é convexo.

obtiveram evidências da adequação desse arcabouço teórico para explicar o comportamento de oferta de trabalho dos cônjuges que compunham as amostras acima mencionadas.

Para a realidade brasileira, Rangel (2006), apesar de não adotar explicitamente nenhuma versão dos modelos relacionados à abordagem coletiva ou de barganha de Nash, 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. O autor obteve evidências empíricas robustas de que a ampliação do poder de barganha das mulheres no interior de relações informais reduziu o número de horas de trabalho que essas ofertavam, tanto no mercado (- 3,2%) quanto em atividades domiciliares (- 0,7%). Esses resultados corroboram a associação entre a ampliação do poder de barganha da mulher e o aumento de seu consumo de lazer.

Com base na apresentação dos desenvolvimentos teóricos e práticos ocorridos acerca da forma como entender e interpretar o mecanismo por meio do qual as decisões da família são tomadas, sobretudo em relação à oferta de trabalho dos cônjuges, 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 do modelo coletivo de oferta de trabalho com fatores distributivos, desenvolvido por Chiappori, Fortin e Lacroix (2002). Além disso, pretende-se estudar como o comportamento de oferta de trabalho dos cônjuges brasileiros responde a alterações em variáveis tradicionais e outras que não afetam diretamente a restrição orçamentária e nem as preferências dos indivíduos no interior das famílias.

O presente artigo está organizado em três seções além dessa introdução. A próxima seção trata da metodologia adotada por esse artigo, sendo 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, assim como os seus resultados, quanto a especificação da forma funcional adotada para a estimação das equações de oferta de trabalho dos cônjuges.

### **2.1. Modelo teórico**

O comportamento observável das famílias brasileiras, assim como o mecanismo de negociação entre os seus membros que culmina com as decisões de consumo e oferta de trabalho (lazer, por conseguinte), será interpretado mediante o modelo coletivo de oferta de trabalho com fatores distributivos desenvolvido por Chiappori, Fortin e Lacroix (2002), abreviada no restante desse artigo por CFL (2002). A estrutura e os resultados desse modelo coletivo serão apresentados tanto na sua versão mais geral quanto na 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, MCOTFD (Modelo Coletivo de Oferta de Trabalho com Fatores Distributivos).

De maneira geral, os modelos coletivos assumem como pressupostos que as famílias são compostas por dois indivíduos (cônjuges) que têm suas próprias preferências individuais. Além disso, a interação entre os cônjuges resulta na decisão

sobre a alocação dos recursos escassos do domicílio, que é eficiente no sentido de Pareto. Vale ressaltar que a eficiência paretiana é adotada independentemente do mecanismo por meio do qual os membros da família interagem. O que é razoável para o contexto em estudo, visto que as decisões da família são caracterizadas por um processo de barganha cooperativa com informação perfeita.

Um conceito fundamental para o modelo MCOTFD, que não estava presente nos trabalhos anteriores referentes à abordagem coletiva, é o de fatores distributivos (“*distribution factors*”). Definido por Browning e Chiappori (1998) como as variáveis que podem afetar o processo decisório intrafamiliar, mediante impacto sobre o poder de barganha dos agentes, sem influenciar diretamente as preferências individuais, nem o conjunto de possibilidades de consumo agregado disponível para a família. CFL (2002) apresentaram um exemplo ilustrativo sobre a intuição por trás dos efeitos desses fatores distributivos:

Sempre que um fator distributivo sobre consideração – digamos, o “*sex ratio*” – é favorável a um membro – digamos, mulheres são escassas, o que presumivelmente eleva a posição de barganha da esposa dentro da família – a respectiva ponderação no processo decisório será alterado em favor dela. Efeitos-renda padrão deveriam, tudo mais constante, levar a uma redução na oferta de trabalho da mulher e um aumento na oferta de trabalho do homem (CHIAPPORI, FORTIN, LACROIX, 2002, p. 41).

Em sua forma mais geral, esse modelo 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, consumo de bens públicos, altruísmo etc.

Dessa forma, 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 utilidade dos cônjuges, condicionado ao conjunto orçamentário agregado da família:

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

*sujeito*  $w_1h^1 + w_2h^2 + y \geq C^1 + C^2$

Sendo:  $h^1$  – número de horas de trabalho ofertada pelo indivíduo 1;

$h^2$  – número de horas de trabalho ofertada pelo indivíduo 2;

$w^1$  – taxa de salário do indivíduo 1;

$w^2$  – taxa de salário do indivíduo 2;

$C^1$  – vetor de consumo do bem composto de Hicks pelo indivíduo 1;

$C^2$  – vetor de consumo do bem composto de Hicks pelo indivíduo 2;

$y$  – renda não-laboral (não proveniente de trabalhos);

$s$  – vetor de fatores distributivos;

$z$  – vetor de variáveis de controle;

$\mu$  – poder de barganha dos cônjuges.

Antes de continuarmos com a apresentação do MCOTFD, vale ressaltar que o modelo em questão utiliza o conceito de bem composto de Hicks<sup>5</sup> para representar de forma agregada as escolhas de consumo da família. Como o processo de maximização condicionada enfrentado pela família tem caráter estático e o objetivo do estudo é a análise da decisão de oferta de trabalho dos membros da família, a utilização desse conceito faz-se sem nenhum prejuízo.

Assumindo apenas soluções interiores para o problema de otimização da função de bem-estar social da família (1), tem-se que a equação de oferta de trabalho ótima de cada membro da família, continuamente diferenciável, é 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 das variáveis que representam os fatores distributivos ( $s$ ) afetarem as decisões de oferta de trabalho apenas por meio do seu efeito sobre o poder de barganha dos cônjuges ( $\mu$ ), em acréscimo à característica unidimensional deste fator permitiram que Bourguignon, Browning e Chiappori (1995) apud CFL (2002) deduzissem um resultado em especial<sup>6</sup>:

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

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 factível com o modelo MCOTFD em seu formato mais geral. Essa condição além de ser necessária, também é suficiente.

No entanto, apesar do modelo MCOTFD geral, apresentado acima, possibilitar a verificação empírica da adequação do comportamento observável das famílias ao modelo coletivo em seu formato mais amplo. Ainda assim, existem problemas quanto à identificação do modelo, visto que as equações de oferta de trabalho observadas em (2) podem derivar de uma infinidade de diferentes modelos estruturais.

Seguindo a orientação de CFL (2002) serão adotadas as preferências egoístas como restrição adicional para viabilizar a identificação do modelo MCOTFD, de tal forma a permitir a recuperação de informações acerca do mecanismo interno à família que reflete a divisão do poder de barganha entre os agentes. O conceito de preferências egoístas refere-se ao fato de que o nível de utilidade dos agentes depende exclusivamente do seu próprio consumo de bens e lazer, ou seja, não é afetado pelo nível de consumo do outro cônjuge.

Conforme a imposição de preferências egoístas implica a separabilidade de consumo entre os membros da família, tem-se que a alocação ótima da família derivada da maximização da expressão (1) pode ser obtida alternativamente por meio de um

<sup>5</sup> Uma explicação detalhada do conceito de bem composto de Hicks pode ser obtida no capítulo 3 de Mas-Colell, Whinston, Green (1995).

<sup>6</sup> A derivação desse resultado está em CFL (2002), página 44.

mecanismo de mercado competitivo descentralizado. Segundo CFL (2002) esse procedimento nada mais é do que a aplicação do 2º teorema de bem-estar<sup>7</sup>.

Dessa forma, sob o pressuposto de preferências egoístas, o problema de escolha da família, expressão (1), pode ser reinterpretado como um procedimento em duas etapas. Na primeira fase, a renda não-laboral total da família é dividida entre os seus membros por meio de uma regra de divisão, denominada por “*sharing rule*” ( $\phi$ ). Em seguida, 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. Logo o processo decisório da família pode ser representado como a otimização da expressão abaixo por cada um dos cônjuges:

$$\begin{aligned} \max_{(h^i, C^i)} \quad & U^i(1-h^i, C^i, z) \\ \text{sujeito} \quad & w_i h^i + \phi(w_1, w_2, y, z, s) \geq C^i \\ \text{tal que:} \quad & \phi^1 = \phi \quad e \quad \phi^2 = y - \phi \end{aligned} \quad (4)$$

Sendo:  $\phi$  = “*sharing rule*”

Novamente, assumindo apenas soluções interiores para a maximização referente à expressão (4), as ofertas de trabalho ótimas dos membros da família, continuamente diferenciáveis por hipótese, são dadas por:

$$\begin{aligned} h^1(w_1, w_2, y, z, s) &= H^1[w_1, \phi(w_1, w_2, y, z, s), z] \\ h^2(w_1, w_2, y, z, s) &= H^2[w_2, y - \phi(w_1, w_2, y, z, s), z] \end{aligned} \quad (5)$$

O formato das equações de oferta de trabalho dos membros da família apresentados em (5), sob o pressuposto de preferências egoístas, permite a derivação de alguns resultados que são passíveis de teste empírico<sup>8</sup>.

Especificamente para o caso do indivíduo 1, qualquer alteração no salário do seu cônjuge (agente 2) e/ou da renda não-laboral e/ou de algum fator distributivo terá um efeito sobre a decisão de oferta de trabalho desse cônjuge apenas devido ao impacto na “*sharing-rule*”. Como esta é a regra mediante a qual ocorre a divisão da renda não-laboral da família entre os cônjuges, torna-se possível o cálculo da taxa marginal de substituição entre o fator distributivo e a renda não-laboral (assim como entre o salário do cônjuge e a renda não-laboral) de forma a manter constante tanto a fração da renda não-laboral em poder do agente 1, quanto a decisão sobre o número de horas de trabalho a ser ofertada no mercado.

A realização do mesmo procedimento para o agente 2, gera a obtenção no total de quatro equações diferenciais cujos componentes são as derivadas parciais de primeira ordem da “*sharing-rule*” e oferta de trabalho dos cônjuges em relação às taxas de

<sup>7</sup> Para uma definição do 2º teorema do bem-estar ver Mas-Colell, Whinston e Green (1995), capítulo 16.

<sup>8</sup> Maiores detalhes sobre a derivação desses resultados, ver CFL (2002) pág. 45-47 e 68-70.

salários, renda não-laboral e ao fator distributivo<sup>9</sup>. O fato das equações de oferta de trabalho serem observáveis torna direta a identificação das derivadas parciais da “sharing-rule”. Estas são listadas abaixo:

$$\begin{aligned}\phi_y &= \frac{h_s^2 \cdot h_y^1}{h_s^2 \cdot h_y^1 - h_y^2 \cdot h_s^1} \\ \phi_{w_2} &= \frac{h_s^2 \cdot h_{w_2}^1}{h_s^2 \cdot h_y^1 - h_y^2 \cdot h_s^1} \\ \phi_s &= \frac{h_s^2 \cdot h_s^1}{h_s^2 \cdot h_y^1 - h_y^2 \cdot h_s^1} \\ \phi_{w_1} &= \frac{h_{w_1}^2 \cdot h_s^1}{h_s^2 \cdot h_y^1 - h_y^2 \cdot h_s^1}\end{aligned}\tag{6}$$

Tal como exposto por CFL (2002), a imposição de igualdade entre as derivadas parciais de segunda ordem mistas da “sharing-rule”, listadas abaixo, devem ser satisfeitas pelo comportamento observável da oferta de trabalho dos cônjuges de tal forma a permitir a recuperação dessa regra de divisão da renda não-laboral entre os membros da família. Além disso, o modelo MCOTFD com preferências egoístas somente será adequado para representar o processo decisório intrafamiliar, caso as restrições (7) a (12) sejam satisfeitas empiricamente.

$$\frac{\partial \phi_y}{\partial s} = \frac{\partial \phi_s}{\partial y} \Rightarrow \frac{\partial \left( \frac{h_s^2 \cdot h_y^1}{h_s^2 \cdot h_y^1 - h_y^2 \cdot h_s^1} \right)}{\partial s} = \frac{\partial \left( \frac{h_s^2 \cdot h_s^1}{h_s^2 \cdot h_y^1 - h_y^2 \cdot h_s^1} \right)}{\partial y}\tag{7}$$

$$\frac{\partial \phi_y}{\partial w_1} = \frac{\partial \phi_{w_1}}{\partial y} \Rightarrow \frac{\partial \left( \frac{h_s^2 \cdot h_y^1}{h_s^2 \cdot h_y^1 - h_y^2 \cdot h_s^1} \right)}{\partial w_1} = \frac{\partial \left( \frac{h_{w_1}^2 \cdot h_s^1}{h_s^2 \cdot h_y^1 - h_y^2 \cdot h_s^1} \right)}{\partial y}\tag{8}$$

$$\frac{\partial \phi_y}{\partial w_2} = \frac{\partial \phi_{w_2}}{\partial y} \Rightarrow \frac{\partial \left( \frac{h_s^2 \cdot h_y^1}{h_s^2 \cdot h_y^1 - h_y^2 \cdot h_s^1} \right)}{\partial w_2} = \frac{\partial \left( \frac{h_s^2 \cdot h_{w_2}^1}{h_s^2 \cdot h_y^1 - h_y^2 \cdot h_s^1} \right)}{\partial y}\tag{9}$$

$$\frac{\partial \phi_s}{\partial w_1} = \frac{\partial \phi_{w_1}}{\partial s} \Rightarrow \frac{\partial \left( \frac{h_s^2 \cdot h_s^1}{h_s^2 \cdot h_y^1 - h_y^2 \cdot h_s^1} \right)}{\partial w_1} = \frac{\partial \left( \frac{h_{w_1}^2 \cdot h_s^1}{h_s^2 \cdot h_y^1 - h_y^2 \cdot h_s^1} \right)}{\partial s}\tag{10}$$

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

$$\frac{\partial \phi_{w_1}}{\partial w_2} = \frac{\partial \phi_{w_2}}{\partial w_1} \Rightarrow \frac{\partial \left( \frac{h_{w_1}^2 \cdot h_s^1}{h_s^2 \cdot h_y^1 - h_y^2 \cdot h_s^1} \right)}{\partial w_2} = \frac{\partial \left( \frac{h_s^2 \cdot h_{w_2}^1}{h_s^2 \cdot h_y^1 - h_y^2 \cdot h_s^1} \right)}{\partial w_1}\tag{12}$$

<sup>9</sup> Nessa parte do modelo estamos considerando apenas um fator distributivo, com o intuito de facilitar a derivação dos resultados.

Para o caso especial de dois fatores distributivos, existe uma restrição extra. Essa é idêntica à observada para o modelo coletivo geral, ou seja, expressão (3).

## 2.2. Especificação funcional das equações de oferta de trabalho

Esse trabalho adotará formas funcionais para as equações de oferta de trabalho dos cônjuges conforme explicitado abaixo em (13) e (14):

$$h^1(w_1, w_2, y, s_1, s_2, z) = \beta_0 + \beta_1 \cdot \log(w_1) + \beta_2 \cdot \log(w_2) + \beta_3 \cdot y + \beta_4 \cdot \log(w_1) \cdot \log(w_2) + \beta_5 \cdot s_1 + \beta_6 \cdot s_2 + \beta_7' \cdot z \quad (13)$$

$$h^2(w_1, w_2, y, s_1, s_2, z) = \theta_0 + \theta_1 \cdot \log(w_1) + \theta_2 \cdot \log(w_2) + \theta_3 \cdot y + \theta_4 \cdot \log(w_1) \cdot \log(w_2) + \theta_5 \cdot s_1 + \theta_6 \cdot s_2 + \theta_7' \cdot z \quad (14)$$

Dessa forma, utiliza-se a mesma especificação de CFL (2002). De acordo com a análise das condições (3) e (7) a (12), acima, fica claro que essas não dependem particularmente de nenhum pressuposto acerca da forma funcional das equações de oferta de trabalho. Logo a escolha da especificação paramétrica em questão ocorre, sobretudo, em virtude da simplificação que esta proporciona para a verificação empírica dos resultados teóricos derivados do MCOTFD, tanto em sua versão mais geral, quanto no caso particular de preferências egoístas.

Ao aplicar a condição de igualdade referente à expressão (3) nas equações de oferta de trabalho (13) e (14), 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 MCOTFD geral. Vale ressaltar a importância da estimação do modelo com pelo menos dois fatores distributivos, caso contrário não seria possível esse teste de eficiência.

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

Já, as condições referentes às equações (7) a (12), 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 MCOTFD com preferências egoístas deve ser verificada empiricamente a expressão (16).

$$\frac{\beta_4}{\theta_4} = \frac{\beta_5}{\theta_5} = \frac{\beta_6}{\theta_6} \quad (16)$$

### 3. Estatística descritiva 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 Domicílio (PNAD) e a Estatística de Registros Cíveis, ambas coletadas em 2004 pelo IBGE. A amostra consiste em 23.836 famílias formadas pela pessoa de referência e seu cônjuge, que declararam trabalhar na data da entrevista. Conforme ressaltado por CFL (2002) o fato de condicionar a amostra para 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 Vermeulen (2005), visto que a introdução de soluções de canto originadas pelas famílias nas quais as mulheres decidam não trabalhar não foi contemplada pela abordagem coletiva, na qual esse trabalho se baseia. Além disso, CFL (2002), citando Mroz (1987), apontam a existência de evidências de que o viés de seleção não seria um problema. Outra característica da amostra, é que essa se restringe aos casais que tinham idade entre 25 e 60 anos. A adoção dessa restrição adicional tem como objetivo reduzir o número de aposentados e estudantes em tempo integral na amostra.

A partir do sistema de equações (13) e (14), apresentado na seção de metodologia deste estudo, 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, 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.

O primeiro fator distributivo utilizado foi a variável “*sex-ratio*” elaborada como a razão entre o número total de homens com idade igual a do marido em cada família e o total correspondente de homens e mulheres com essa idade, para cada estado brasileiro. Conforme ressaltado por CFL (2002), essa variável, assumida como exógena nos exercícios empíricos, é uma variável “*proxy*” para as condições do mercado de casamento que mulheres encontrariam caso decidissem pelo rompimento de suas relações conjugais atuais. Já o segundo fator distributivo, denominado de “participação em divórcios”, exprime para cada estado da federação o quociente entre o número de divórcios requeridos pela mulher e o número total de separações não-consensuais, ponderado pela importância relativa dessas em relação ao total de separações (consensuais e não-consensuais). Essa variável tem a função de representar características sócio-culturais, do ambiente, que permitem às mulheres uma maior facilidade de por fim a relações conjugais que violam restrições de racionalidade individual dessas mulheres. A princípio, esses fatores distributivos teriam o efeito de ampliar o poder de barganha das mulheres no interior das famílias, implicando assim a redução da oferta de trabalho e o aumento do lazer dessas. Concomitantemente, esses fatores distributivos deveriam ampliar a oferta de trabalho e reduzir o lazer dos maridos.

As estatísticas descritivas da amostra são apresentadas na tabela 1, a qual é composta pelos valores médios, desvios-padrão e valores mínimos e máximos das variáveis utilizadas para a estimação das equações de oferta de trabalho dos cônjuges.

De acordo com os valores expostos na tabela 1, em média, os homens trabalham um maior número de horas por mês do que as mulheres, apesar de apresentarem menores variações relativamente às mulheres. Os salários horários dos homens também são maiores em média. Além disso, as mulheres são, em média, três anos mais novas do que seus parceiros e têm aproximadamente um ano a mais de estudo do que eles. Um pouco mais da metade dos cônjuges declaram-se brancos.

Tabela 1: Estatísticas descritivas

	Média	Desvio padrão	Mínimo	Máximo
<b>Mulheres</b>				
Nº horas trabalho	151,76	58,71	4,00	432,00
Salário horário	4,81	8,61	0,04	425,00
Log salário horário	1,05	0,96	-3,26	6,05
Idade	37,95	7,99	25,00	60,00
Escolaridade	8,49	4,38	0,00	15,00
Branco	0,55			
<b>Homens</b>				
Nº horas trabalho	187,76	50,38	4,00	480,00
Salário horário	6,53	12,87	0,01	625,00
Log salário horário	1,32	0,97	-5,08	6,44
Idade	40,70	8,50	25,00	60,00
Escolaridade	7,66	4,45	0,00	15,00
Branco	0,52			
<b>Família</b>				
Renda não-laboral	101,10	468,09	0,00	20.000,00
Nº filhos idade pré-escolar	0,39	0,64	0,00	5,00
Nº filhos idade escolar	0,97	1,03	0,00	7,00
Nº filhos acima 18 anos	0,35	0,71	0,00	6,00
<b>Fatores distributivos</b>				
"Sex-ratio"	0,48	0,04	0,29	1,00
Participação em divórcios	0,16	0,05	0,09	0,31
<b>Nº famílias</b>				
<b>Regiões Geográficas e Geopolíticas</b>				
Região urbana	21.623			
Regiões metropolitanas	9.527			
NORTE	2.652			
NORDESTE	6.046			
CENTRO-OESTE	2.845			
SUDESTE	7.572			
SUL	4.721			

Fonte: PNAD (2004) – Elaboração própria

Em relação às famílias, além das informações referentes ao número de filhos, constata-se que a renda não-laboral média é de aproximadamente R\$ 101,10. No entanto, esta apresenta um elevado desvio-padrão. Já as variáveis adotadas como fatores distributivos, apresentam média próxima de 50% para o caso da “sex-ratio” e 16% para

a “participação em divórcios”. Contudo, a última apresenta uma amplitude de variação muito mais restrita do que a primeira, restringindo-se entre 9% e 31%.

Com relação à distribuição geopolítica das famílias que compõem a amostra, tem-se que 31,8% habitam a região sudeste, 25,4% a região nordeste, 19,8% a região sul, 11,9% a região centro-oeste e 11,1% o norte do país. Outra característica é a predominância de famílias na região urbana.

A tabela 2 abaixo apresenta os resultados das estimações dos parâmetros das equações de oferta de trabalho de mulheres e homens casados para a amostra sob estudo. Essas equações foram estimadas simultaneamente por mínimos quadrados em três estágios, com o auxílio do software Stata 9.0. Durante a estimação, todas as variáveis explicativas do modelo em questão foram assumidas como exógenas. Esse procedimento foi adotado apesar da ciência sobre a possível existência de correlação entre variáveis não observáveis dos indivíduos e as variáveis de taxas de salário, renda não-laboral da família e número de horas de trabalho no mês, o que poderia gerar problemas de endogeneidade e viés das estimativas. Outra variável que potencialmente apresenta problemas de endogeneidade, apesar de Mroz (1987) apud CFL (2002) apontar evidências não conclusivas sobre esse problema, é o número de filhos, sobretudo em idade pré-escolar para o caso da decisão de oferta de trabalho das mulheres. No entanto, devido à baixa qualidade dos instrumentos<sup>10</sup> disponíveis optou-se pelo não uso desses.

A maioria das estimativas listadas na tabela 2 são estatisticamente significantes aos níveis convencionais (10%, 5% e 1%). Em especial, todos os coeficientes associados às taxas de salários dos cônjuges são estatisticamente significantes a 1%. O sentido e a magnitude dos efeitos das taxas de salário sobre a decisão de oferta de trabalho de mulheres e homens serão discutidos com maiores detalhes mais a frente no artigo, mais especificamente no trecho sobre as elasticidades. Já a renda não-laboral total da família, além de ter um impacto muito pequeno sobre a oferta de trabalho, este não é estatisticamente distinto de zero. Esse padrão se manteve em todas as especificações testadas ao longo da pesquisa.

Alguns resultados interessantes referem-se ao papel desempenhado pela educação e número de filhos sobre a oferta de trabalho dos cônjuges. Em relação à escolaridade, quanto maior o número de anos de estudo maior a oferta de trabalho tanto para homens quanto para as mulheres, sendo esses efeitos estatisticamente significantes a 1%. Entretanto, esse impacto apresentou maior magnitude para o caso das mulheres relativamente ao dos homens. Já a existência de filhos na família impacta negativamente o número de horas de dedicação ao trabalho das mulheres. No caso particular de crianças em idade pré-escolar o impacto sobre a oferta de trabalho fora de casa pela mulher é ainda maior em módulo. Além disso, os homens também apresentam uma redução do número de horas trabalhadas em famílias com filhos pequenos<sup>11</sup>.

Quanto ao comportamento de oferta de trabalho dos cônjuges relativamente às variáveis definidas nesse artigo como fatores distributivos, as evidências empíricas apontam no sentido de que o índice referente à “participação em divórcios” pelas mulheres reduz de maneira significativa a oferta de trabalho dessas. Para a amostra em questão, o incremento de um ponto percentual na “participação em divórcios” reduz a jornada de trabalho das mulheres em 36 horas por mês. Esse impacto pode parecer

---

<sup>10</sup> Foram utilizados como instrumentos um polinômio de segundo grau na idade e escolaridade dos indivíduos, assim como sugerido por Mroz (1987) apud CFL (2002). Já as outras opções de instrumentos utilizados por CFL (2002) não estavam disponíveis na base de dados obtida a partir da PNAD (2004).

<sup>11</sup> Menores de 7 anos.

muito elevado e até mesmo irreal. No entanto, vale ressaltar que a amplitude de variação da variável “participação em divórcio” na amostra em estudo é bastante reduzida<sup>12</sup>, de tal forma que a alteração em um ponto percentual nesta representa uma variação significativa em termos absolutos.

Tabela 2: Mínimos quadrados três estágios

	N° horas trabalho	
	Mulher	Homem
Log salário horário mulher	-26,122*** (0,722)	2,104*** (0,607)
Log salário horário homem	4,265*** (0,684)	-19,288*** (0,612)
Renda não-laboral	-0,001 (0,001)	-0,001 (0,001)
Log salário horário cruzado	2,042*** (0,319)	1,397*** (0,279)
"Sex-ratio"	1,883 (10,122)	19,344** (8,881)
Participação em divórcios	-36,272*** (9,481)	-13,394 (8,312)
Idade	-0,011 (0,051)	0,142*** (0,041)
Branco	0,846 (0,811)	5,765*** (0,703)
Escolaridade	2,614*** (0,111)	1,428*** (0,096)
Norte	-2,661* (1,584)	-2,551* (1,386)
Nordeste	-9,987*** (1,172)	-7,099*** (1,022)
Sul	5,771*** (1,042)	2,062** (0,914)
Centro-Oeste	2,487* (1,408)	6,576*** (1,234)
Urbano	17,812*** (1,270)	-1,178 (1,118)
N° filhos idade pré-escolar	-4,858*** (0,621)	-1,070** (0,531)
N° filhos idade escolar	-2,914*** (0,362)	0,756** (0,315)
Intercepto	141,804*** (5,738)	183,558*** (5,012)
Chi2 (n)	2382,34	1509,46
P	0,0000	0,0000
"R-sq"	0,0923	0,0605
N° observações	23.836	23.836

Legenda: \* p<0,1; \*\* p<0,05; \*\*\* p<0,01

Desvios-padrão entre parênteses.

Fonte: PNAD (2004) – Elaboração própria.

<sup>12</sup> Varia entre 0,09 e 0,31. Ver tabela 1.

Já a variável “*sex-ratio*” apresenta um impacto positivo e estatisticamente distinto de zero sobre a decisão de oferta de trabalho dos homens. Isso significa dizer que o aumento em um ponto percentual na “*sex-ratio*” amplia em aproximadamente 19 horas mensais a jornada de trabalho dos cônjuges do sexo masculino.

Esse dois efeitos acima descritos, relativamente aos dois fatores distributivos, são condizentes com o comportamento previsto pela teoria. Ou seja, ampliações tanto no índice de “participação em divórcios” das mulheres quanto na “*sex-ratio*”, atuam no sentido de melhorar as condições das mulheres quer seja para o rompimento de relações matrimoniais insatisfatórias ou na possibilidade de encontrar uma situação mais favorável externamente ao casamento, respectivamente. Esses resultados implicam a 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 uma redução do seu lazer e um incremento na sua oferta de trabalho.

É relevante ressaltar que os efeitos da “*sex-ratio*” sobre o comportamento de oferta de trabalho das mulheres e do índice de “participação em divórcios” sobre a decisão do número de horas trabalhadas por mês para os homens são contrários ao que seria esperado de acordo com a teoria. Contudo, essas estimativas não são estatisticamente significantes, nem mesmo a 10%.

O estudo das estimativas dos coeficientes associados aos fatores distributivos no sistema de equações de oferta de trabalho dos cônjuges possibilita, mesmo que indiretamente, um teste para a validade de uma importante restrição do modelo unitário. De acordo com o arcabouço teórico da abordagem “unitária”, apenas as variáveis que determinam as preferências e a restrição orçamentária da família devem afetar as decisões de oferta de trabalho e consumo da família. Portanto, pela própria definição de fatores distributivos<sup>13</sup>, o efeito dessas variáveis sobre a oferta de trabalho seria nulo. Entretanto, os resultados da tabela 2 mostram que o comportamento da oferta de trabalho das famílias brasileiras é incompatível com essa restrição imposta pelo modelo unitário.

Como a rejeição do modelo unitário não implica necessariamente a validade do modelo coletivo, torna-se fundamental investigar o grau de adequação do MCOTFD para a realidade das famílias brasileiras representadas pela amostra em questão. Conforme exposto na seção de metodologia do presente trabalho, qualquer comportamento de oferta de trabalho compatível com o MCOTFD geral deve satisfazer a igualdade entre as razões dos efeitos marginais da variável “*sex-ratio*” e do índice de “participação em divórcios” nas equações de oferta de trabalho dos cônjuges. De acordo com a especificação funcional escolhida para a estimação de tal sistema de equações, essa condição é dada pela expressão (15).

A tabela 3 apresenta os resultados referentes ao Teste Wald, utilizado com o intuito da verificação empírica da restrição não-linear imposta pela equação (15). A conclusão obtida a partir do teste acima mencionado é de que o comportamento de oferta de trabalho das famílias brasileiras, que apontou evidências contrárias às condições derivadas do modelo unitário, adapta-se bem ao modelo coletivo de oferta de trabalho com fatores distributivos geral. Relembrando que esse modelo permite a

---

<sup>13</sup> Segundo Browning e Chiappori (1998), fatores distributivos são as variáveis que podem afetar o processo decisório intra-familiar, mediante impacto sobre o poder de barganha dos agentes, sem influenciar diretamente as preferências individuais, nem o conjunto de possibilidades de consumo agregado disponível da família.

existência dos mais diversos tipos de relações de preferências individuais, inclusive externalidades positivas e/ou negativas, no processo decisório intrafamiliar.

Tabela 3: Teste Wald para verificação empírica do modelo coletivo

Modelo coletivo de oferta de trabalho c/ fatores distributivos geral		
Teste Wald	chi2(1) =	0,03
	Prob > chi2 =	0,8563
Hipótese nula: equação (15)		
Modelo coletivo de oferta de trabalho c/ fatores distributivos e preferências egoístas		
Teste Wald	chi2(2) =	1,28
	Prob > chi2 =	0,5269
Hipótese nula: equação (16)		

De forma complementar, também foi realizado o teste empírico da restrição, ao comportamento de oferta de trabalho das famílias brasileiras, referente a (16). Essa impõe que o resultado expresso em (15) também deve ser igual ao quociente dos coeficientes que acompanham o produto dos logaritmos naturais dos salários dos cônjuges. Logo uma condição ainda mais restritiva que a anterior e que está associada ao pressuposto de preferências individuais egoístas.

Mais uma vez, o resultado do teste de Wald não rejeita a validade da restrição conjunta imposta pela expressão (16), o que permite afirmar que o comportamento de oferta de trabalho das famílias brasileiras é compatível com o modelo coletivo de oferta de trabalho com fatores distributivos e preferências egoístas. Esse último resultado é de suma relevância, visto que a partir dele torna-se possível recuperar 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. Informações essas que podem auxiliar a análise de bem-estar dos indivíduos no interior das famílias e o estudo dos impactos sobre os cônjuges de alterações institucionais exógenas nas normas que regem as relações matrimoniais, respectivamente.

Conforme destacado acima, os impactos sobre a decisão de oferta de trabalho dos cônjuges oriundos de variações nos salários e renda não-laboral serão discutidos com o auxílio de elasticidades. Essas foram calculadas nos valores médios da amostra e estão listadas na tabela 4. Além de todas as estimativas de elasticidade da oferta de trabalho em relação aos salários serem estatisticamente significantes, observa-se tanto para as esposas quanto para os maridos que as elasticidades referentes ao próprio salário são negativas e as elasticidades salário-cruzado são positivas. No caso das mulheres, um aumento de 1% no seu salário reduz a sua oferta de trabalho em 0,147% e a mesma ampliação no salário do seu parceiro implica o aumento de 0,049% no número de horas trabalhadas. Já para os homens esses efeitos são de -0,091%, para o seu próprio salário, e de +0,025%, no caso do salário de sua esposa. Logo, os resultados evidenciam que, nos valores médios amostrais, a oferta de trabalho dos maridos é menos sensível a alterações nas taxas de salário, comparativamente a das esposas. Adicionalmente, a tabela 4 corrobora a influência reduzida, e não significativa, da renda não-laboral sobre as decisões de oferta de trabalho dos cônjuges da amostra.

Tabela 4: Elasticidades da oferta de trabalho dos cônjuges calculadas no valor médio das variáveis

Elasticidades		
	Mulher	Homem
Salário horário mulher	-0,147 ***	0,025 ***
Salário horário homem	0,049 ***	-0,091 ***
Renda não-laboral	0,000	-0,001
"Sex-ratio"	0,006 **	0,049
Participação em divórcios	-0,037	-0,011 ***

Legenda: \*  $p < 0,1$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*\*\*  $p < 0,01$

Fonte: PNAD (2004) – Elaboração própria.

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 duas amostras alternativas. No primeiro caso foram utilizadas as famílias compostas pela pessoa de referência e seu cônjuge, além de seus filhos, nas quais ambos trabalhavam e tinham entre 30 e 60 anos. De acordo com CFL (2002) 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.” (CFL, 2002, pág. 55). Já a outra amostra alternativa é composta pelas famílias com as mesmas características da amostra original desse estudo, excluindo-se apenas aquelas que têm filhos em idade pré-escolar. Essa restrição adicional sobre a amostra permite a estimação do sistema de equações de oferta de trabalho dos cônjuges para um grupo de famílias para as quais uma possível fonte de endogeneidade não esteja presente, ou seja, o número de filhos com idade inferior a 7 anos.

As estimativas referentes às duas amostras acima descritas são apresentadas na tabela 5, do apêndice. Em geral, tanto o sentido quanto a significância dos parâmetros estimados mantêm proximidade com os resultados obtidos a partir da amostra original. Além disso, os modelos coletivos de oferta de trabalho com fatores distributivos geral e com preferências egoístas não são rejeitados pelo testes de Wald, tabelas 6 e 7, para o contexto do comportamento de oferta de trabalho das famílias pertencentes às duas amostras alternativas.

#### 4. Conclusão

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 coletivo que incorpora em sua estrutura 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 ponto percentual no índice de “participação em divórcios” reduz a oferta de trabalho das mulheres em 36 horas por mês, já no caso dos maridos um aumento de mesma magnitude na variável “sex-ratio” eleva em aproximadamente 19 horas a sua jornada mensal de trabalho. Esse efeito contradiz uma importante restrição

derivada do modelo de preferências unitárias, gerando assim resultados contrários à validade desse modelo.

De forma complementar, as restrições geradas a partir do modelo coletivo não foram rejeitadas, o que demonstra a compatibilidade do comportamento de oferta de trabalho das famílias brasileiras com o modelo coletivo com fatores distributivos, tanto em seu formato mais geral, quanto na especificação restrita obtida a partir da imposição de preferências individuais egoístas. A validade da versão restrita do modelo coletivo permitirá a recuperação de informações acerca das preferências individuais dos membros da família e da regra mediante a qual ocorre a transferência da renda não-laboral da família entre os cônjuges, denominada de “*sharing rule*” por CFL (2002). Logo, auxiliando no levantamento e avaliação dos impactos de alterações em políticas públicas e/ou mudanças institucionais sobre os indivíduos no interior das famílias.

Por último, a realização das estimações e teste das restrições do modelo coletivo para duas amostras alternativas de famílias permitiu a verificação empírica da robustez dos resultados anteriormente explicitados.

### **Referências bibliográficas:**

APPS, P.; REES, R. Taxation and the household. **Journal of Public Economics**, 35: 355-69, 1988.

BROWNING, M.; CHIAPPORI, P.A. Efficient intra-household allocation: a general characterization and empirical tests. **Econometrica**, Evanston, 66(6): 1241-78, 1998.

CHIAPPORI, P.A. Rational household labor supply. **Econometrica**, Evanston, 56(1): 63-89, 1988.

\_\_\_\_\_. Collective labor supply and welfare. **Journal of Political Economy**, Chicago, 100(3): 437-67, 1992.

\_\_\_\_\_.; FORTIN, B.; LACROIX, G. Marriage market, divorce legislation and household labor supply. **Journal of Political Economy**, Chicago, 110(1): 37-72, 2002.

FORTIN, B.; LACROIX, G. A test of the unitary and collective models of household labour supply. **The Economic Journal**, London, 107(443): 933-55, 1997.

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

\_\_\_\_\_.;\_\_\_\_\_. Bargaining and distribution in marriage. **Journal of Economic Perspectives**, Nashville, 10(4): 139-58, 1996.

\_\_\_\_\_.;\_\_\_\_\_.; WALES, T. Do husbands and wives pool their resources? Evidence from de U.K. child benefit. **Journal of Human Resources**, Madison, 32(3): 463-80, 1997.

MANSER, M.; BROWN, M. Marriage and household decision-making: a bargaining analysis. **International Economic Review**, Philadelphia, 21(1): 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, 22(2): 333-49, 1981.

RANGEL, M.A. Alimony rights and intrahousehold allocation of resources: evidence from Brazil. **The Economic Journal**, 116 (july), 627-58, 2006.

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

THOMAS, D. Intra-household resource allocation: an inferential approach. **Journal of Human Resources**, Madison, 25(4): 635-64, 1990.

VERMEULEN, F. Collective household models: principles and main results. **Journal of Economic Surveys**, Edinburgh, 16(4): 533-64, 2002.

\_\_\_\_\_. And the winner is ... An empirical evaluation of unitary and collective labour supply models. **Empirical Economics**, Heidelberg, 30(3): 711-34, 2005.

## Anexos

Tabela 5: Mínimos quadrados três estágios – amostras alternativas

	Faixa idade conjuges: 30 a 60 anos		Famílias sem filhos < 7 anos	
	Nº horas trabalho		Nº horas trabalho	
	Mulher	Homem	Mulher	Homem
Log salário horário mulher	-25,865*** (0,807)	1,492** (0,681)	-25,631*** (0,882)	2,335*** (0,748)
Log salário horário homem	3,198*** (0,767)	-19,012*** (0,689)	3,403*** (0,818)	-19,837*** (0,737)
Renda não-laboral	-0,0003 (0,001)	-0,001 (0,001)	-0,0004 (0,001)	-0,001 (0,001)
Log salário horário cruzado	2,334*** (0,351)	1,444*** (0,309)	2,035*** (0,385)	1,354*** (0,340)
"Sex-ratio"	-2,664 (11,063)	20,218** (9,739)	0,904 (11,779)	17,498* (10,407)
Participação em divórcios	-44,490*** (10,691)	-12,305 (9,409)	-20,895* (11,574)	-18,989* (10,224)
Idade	-0,178*** (0,067)	0,058 (0,053)	-0,120** (0,059)	0,116** (0,048)
Branco	1,135 (0,916)	6,214*** (0,800)	0,845 (0,986)	6,115*** (0,864)
Escolaridade	2,633*** (0,122)	1,585*** (0,108)	2,517*** (0,132)	1,365*** (0,115)
Norte	-2,842 (1,816)	-3,001* (1,598)	-3,223* (1,947)	-4,403** (1,717)
Nordeste	-10,049*** (1,324)	-7,932*** (1,159)	-11,720*** (1,435)	-7,971*** (1,260)
Sul	5,601*** (1,174)	1,526 (1,033)	4,706*** (1,264)	2,364** (1,116)
Centro-Oeste	2,929* (1,598)	5,625*** (1,406)	2,955* (1,681)	6,713*** (1,484)
Urbano	16,767*** (1,435)	-2,329* (1,268)	18,122*** (1,567)	-0,871 (1,387)
Nº filhos idade pré-escolar	-4,499*** (0,772)	-1,693** (0,667)		
Nº filhos idade escolar	-3,336*** (0,412)	0,365 (0,354)	-3,290*** (0,438)	0,820** (0,382)
Intercepto	153,951*** (6,559)	187,456*** (5,697)	146,488*** (6,724)	187,061*** (5,928)
Chi2 (n)	1834,00	1185,04	1550,57	1125,40
P	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
"R-sq"	0,0898	0,0598	0,0884	0,0653
Nº observações	18997	18997	16303	16303

Legenda: \* p<0,1; \*\* p<0,05; \*\*\* p<0,01

Desvios-padrão entre parênteses.

Fonte: PNAD (2004) – Elaboração própria.

Tabela 6: Teste Wald para verificação empírica do modelo coletivo  
 Amostra – famílias nas quais cônjuges trabalham e têm idade entre 30 e 60 anos

Modelo coletivo de oferta de trabalho c/ fatores distributivos geral		
Teste Wald	chi2(1) =	0,06
	Prob > chi2 =	0,8075
Hipótese nula: equação (15)		
Modelo coletivo de oferta de trabalho c/ fatores distributivos e preferências egoístas		
Teste Wald	chi2(2) =	1,82
	Prob > chi2 =	0,4024
Hipótese nula: equação (16)		

Tabela 7: Teste Wald para verificação empírica do modelo coletivo  
 Amostra – famílias nas quais cônjuges trabalham, faixa etária entre 25 e 60 anos e não têm filhos em idade pré-escolar (menores de sete anos)

Modelo coletivo de oferta de trabalho c/ fatores distributivos geral		
Teste Wald	chi2(1) =	0,01
	Prob > chi2 =	0,9413
Hipótese nula: equação (15)		
Modelo coletivo de oferta de trabalho c/ fatores distributivos e preferências egoístas		
Teste Wald	chi2(2) =	0,14
	Prob > chi2 =	0,9344
Hipótese nula: equação (16)		