

# O salário mínimo e a oferta de trabalho das famílias pobres: uma abordagem coletiva com os dados da PNAD Contínua (2012-2015)

Solange Ledi Gonçalves<sup>1</sup>  
Naercio Aquino Menezes Filho<sup>2</sup>

**Resumo:** O objetivo desse artigo é examinar os impactos da política de aumentos do salário mínimo (SM) na oferta de trabalho das famílias pobres brasileiras, por meio de da estimação de modelos de racionalidade coletiva. São utilizados os microdados longitudinais trimestrais da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNADC/IBGE), para o período entre 2012 e 2015 e o método de diferenças em diferenças (DD). Os resultados mostram que depois dos aumentos do SM há uma diminuição da participação no mercado de trabalho dos adolescentes em 3% e um aumento na oferta de trabalho dos chefes e cônjuges em 1,4% e 4,7%, respectivamente. Também foi possível verificar que a diferença na escolaridade entre chefes e cônjuges impacta positivamente a oferta de trabalho dos cônjuges e diminui a oferta de trabalho dos chefes, ou seja, atua no sentido de aumentar o poder de barganha dos chefes no processo de decisão intrafamiliar sobre a oferta de trabalho. Além disso, se o domicílio apresenta chefe do sexo masculino, o chefe e o adolescente apresentam maior participação no mercado de trabalho.

**Palavras-chave:** Oferta de trabalho; Salário mínimo; Pobreza; Modelos de racionalidade coletiva.

**Abstract:** The aim of this paper is to analyze the impact of minimum wage policy in the labor supply of poor Brazilian families, through the estimation of collective models. We use quarterly longitudinal data from the National Household Continuous Sample Survey (Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios - PNADC/IBGE) for the period between 2012 and 2015. The method of estimation is differences in differences (DD). The results show that after minimum wage increases, the labor market participation of teen decreases by 3% and the labor supply of heads and spouses increase by 1,4% and 4,7%, respectively. It was also observed that the difference in education between heads and spouses positively impacts the labor supply of spouses and reduces the labor supply of family heads, ie, this difference acts to increase the bargaining power of heads in intrafamily decision process on labor supply. In addition, if the household has male family head, the head and the teenager have greater participation in the labor market.

**Key words:** Labour supply; Minimum wage; Poverty; Collective rationality models

**Área ANPEC:** Área 13 - Economia do Trabalho

**Classificação JEL:** J22, J38, I38

---

<sup>1</sup> Doutoranda IPE/USP. E-mail: solange.goncalves@usp.br

<sup>2</sup> CPP/Insper e FEA/USP. E-mail: naercioamf@insper.edu.br

## 1. Introdução e justificativa

Nos últimos dez anos, as famílias brasileiras vivenciaram um período de melhorias nas condições de vida e aumento do nível de bem-estar. Entre 2003 e 2011, a renda *per capita* cresceu mais de 40%, a desigualdade de renda diminuiu 9,2% e a extrema pobreza e pobreza caíram (SOUZA; OSÓRIO, 2013). Estudos mostram que a política de aumentos consecutivos do salário mínimo nacional (SM) foi responsável por parte desses avanços sociais no país.

Saboia (2007) analisa o potencial do SM na redução da desigualdade de renda no Brasil, entre 1995 e 2005, e conclui que, apesar de existirem indivíduos recebendo salário mínimo em diversos decis da renda familiar *per capita*, a maior parte se encontra em níveis de renda relativamente baixos, favorecendo a hipótese de que aumentos do SM podem diminuir, mesmo que de maneira limitada, a pobreza. Foguel *et al.* (2000), por meio dos dados da Pesquisa Mensal de Emprego (PME, IBGE) para o período 1995-1998, estima os impactos do SM sobre o grau de pobreza de regiões metropolitanas (RMs) brasileiras e verifica que um aumento de 10% no SM reduz a pobreza em aproximadamente 4%. Komatsu e Menezes Filho (2015), por sua vez, também utilizam os dados da PME, para o período 2002-2014, e mostram que os aumentos do SM foram responsáveis por quase 50% da redução da desigualdade salarial no Brasil e que afetam diversos pontos da distribuição salarial, com destaque para o décimo e o vigésimo quinto percentil. Outros trabalhos que estimam os efeitos do SM sobre a distribuição de renda e a pobreza no Brasil são: Corseuil e Servo (2002), Soares (2002), e Lemos (2005).

Apesar da existência de um consenso sobre os efeitos do SM na redução da desigualdade de renda, os resultados sobre o seu efeito na pobreza são controversos. Saboia (2007) mostra que, embora o SM seja a remuneração mínima oficial, milhões de trabalhadores recebem salários abaixo desse valor e que, em 2005, os trabalhadores que recebiam o salário mínimo se enquadravam entre o vigésimo e o trigésimo quinto percentil da distribuição dos rendimentos do trabalho. Este autor também verifica que, praticamente, não existem trabalhadores que recebem SM no primeiro décimo da distribuição do rendimento familiar *per capita*, ou seja, que essas famílias são tão pobres e restritas a mercados que nem conseguem acessar trabalhos remunerados pelo valor do SM. Firpo e Reis (2007) também argumentam que os aumentos no salário mínimo influenciam os indivíduos na cauda inferior da distribuição de renda, embora não impactem exatamente os trabalhadores mais pobres, já que uma proporção relativamente elevada desses trabalhadores recebe salários inferiores ao SM.

Barros (2007), por sua vez, argumenta que, para um trabalhador usufruir o direito de um salário mínimo, teria primeiro de obter um emprego, o que pode ser mais difícil para os trabalhadores de famílias pobres, dado o menor nível educacional e de qualificação. Esse autor utiliza os dados da Pesquisa Nacional por Amostra e Domicílios (PNAD/IBGE) e, apesar de julgar como limitado o papel do salário mínimo na redução da pobreza, mostra que cerca de 15% dos trabalhadores com remuneração próxima ao SM vivem em famílias extremamente pobres e 40% em famílias pobres. Sendo assim, para pelo menos uma parcela das famílias pobres e extremamente pobres, ainda que essa parcela não seja muito grande, essa política pode ter efeitos positivos. Pinto e Marinho (2005) também defendem que o SM pode ser um instrumento fundamental para diminuir a desigualdade social e a pobreza no Brasil.

Além da discussão sobre os efeitos diretos do SM sobre a desigualdade e pobreza, advindos das mudanças na distribuição da renda do trabalho, muitos artigos buscaram entender se o salário mínimo poderia apresentar efeitos sobre a oferta de trabalho dos trabalhadores. Card e Krueger (1995) mostram que os aumentos no SM não produzem impactos adversos sobre o emprego. Já Fajnzylber (2001), foca nos efeitos do lado da oferta e verifica que um aumento de 10% no SM levaria a uma redução na probabilidade de estar empregado dos assalariados com carteira assinada e reduções ainda maiores para os trabalhadores sem carteira. Lemos (2005; 2006), por sua vez, utilizando os dados da PME para o período 1982-2000 e dados adicionais para firmas, analisa efeitos do lado da oferta e demanda e encontra pequenos efeitos adversos sobre o status de ocupação dos trabalhadores.

Contudo, os trabalhos citados acima, apesar de utilizarem dados e metodologias de análise e estimação diversas, apresentam em comum a abordagem tradicional para a oferta de trabalho das famílias, o modelo unitário, sob o qual uma família, mesmo que consista de diferentes indivíduos com diferentes preferências, age como uma única unidade de decisão. Nessa abordagem, é comum a estimação da equação de oferta de trabalho para somente um membro específico, ou alguns membros da família, já que esse indivíduo seria o responsável por todos ou quase todos os gastos da família e, portanto, determinaria a alocação dos gastos com bens da família, inclusive a alocação das horas de lazer e trabalho (e, como extensão, da participação no mercado de trabalho). Empiricamente, ocorre a estimação da oferta de trabalho dos chefes de família ou somente de trabalhadores de determinada faixa etária ou sexo, eleitos como representantes das preferências e restrição orçamentária da família.

Diante da importância da política de salário mínimo para, ao menos, uma parte da população pobre, e propondo a utilização de uma abordagem alternativa ao modelo unitário, o presente trabalho tem o objetivo de estudar os impactos do SM na oferta de trabalho, na margem extensiva (participação no mercado de trabalho), das famílias pobres brasileiras. Para tanto, o arcabouço teórico do artigo são os modelos de racionalidade coletiva, cujo pressuposto básico é a existência de preferências individuais dos agentes no interior de uma família e de um processo decisório intrafamiliar em que os membros podem ter diferentes níveis de poder de barganha. A hipótese a ser testada é a existência, no cenário de aumento do salário de algum membro da família vinculado aos aumentos exógenos do SM, de um processo de barganha intrafamiliar que impacta a decisão final de oferta de trabalho dos chefes, cônjuges e filhos adolescentes. No caso em que um ou mais membros de uma família passe a contar com um rendimento mensal mais alto, os efeitos renda e substituição podem atuar no sentido de aumentar a oferta de trabalho de alguns membros e/ou diminuir a oferta de outros. Por exemplo, pode ocorrer que, com o aumento do salário mínimo do chefe da família, o filho adolescente opte por se dedicar integralmente aos estudos, ou, no caso de um cônjuge ou chefe que está empregado em algum trabalho com condições precárias ou salário baixo, seja vantajoso se dedicar ao cuidado com os filhos, à alguma atividade empreendedora ou à produção doméstica, caso o parceiro receba esse aumento vinculado ao SM.

Com esse objetivo, o trabalho utiliza os microdados trimestrais da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNADC/IBGE), para o período entre 2012 e 2015. A PNADC é um painel em que um domicílio pode ser entrevistado até cinco vezes, em um intervalo de um ano e cuja abrangência geográfica da PNAD Contínua é todo o território nacional, excluídas áreas com características especiais, classificadas pelo IBGE. Os microdados da PNADC foram divulgados pela primeira vez no dia 07 de maio de 2015.

Como o trabalho pretende focar na participação no mercado de trabalho das famílias mais pobres, é necessário levar em consideração a importância do Programa Bolsa Família (PBF), tanto na dinâmica dos rendimentos das famílias, como no impacto do programa na oferta de trabalho. Existe uma diversidade de resultados encontrados pela literatura para os efeitos do PBF na oferta de trabalho dos indivíduos. A hipótese de redução da oferta de trabalho é refutada por diversos estudos, tais como: Oliveira *et al.* (2007), Tavares (2008), SAGI (2012), Sousa (2012) e Barbosa e Corseuil (2014). Em contrapartida, alguns trabalhos encontram impactos negativos sobre a oferta de trabalho de alguns grupos de beneficiários, em especial de mulheres em trabalhos precários: Marinho e Mendes (2011) e Ferro e Nicolletta (2007). Com o intuito de controlar para os efeitos do PBF na oferta de trabalho, sejam eles positivos para alguns membros e negativos para outros, a depender de diversas características individuais e do trabalho em que o membro está ocupado, são imputados os benefícios do programa para as famílias com perfil demográfico e de renda adequados às regras de elegibilidade.

O trabalho está estruturado em seis seções, além dessa introdução, referências bibliográficas e apêndices. A segunda seção consiste em uma breve revisão de literatura sobre os modelos de racionalidade coletiva para a oferta de trabalho a aplicação desses modelos para o Brasil. A terceira e quarta seções consistem, respectivamente, na estratégia empírica do trabalho e na descrição da base de dados, amostra e variáveis. Por sua vez, a quinta seção apresenta as análises descritivas para a amostra e os grupos de

tratamento e controle. Os resultados são apresentados na sexta seção e as conclusões estão presentes na última seção do artigo.

## 2. A abordagem coletiva para a oferta de trabalho: uma breve revisão de literatura

A abordagem tradicional, representada pelo modelo unitário, em que famílias com diferentes indivíduos agem como uma única unidade de decisão, é criticada desde meados da década de 1970. Nerlove (1974) e Griliches (1974) já criticavam esse modelo pela sua inabilidade de explicar ou acomodar mudanças na composição da família. Essa abordagem, disseminada a partir dos trabalhos de Samuelson (1956) e Becker (1974), estabelece uma regra de altruísmo total na estrutura do modelo para as decisões familiares e os seus resultados são empiricamente indistinguíveis dos resultados da maximização de utilidade individual restrita, ou seja, as decisões familiares são reduzidas a decisões individuais (MCELROY; HORNEY, 1981).

De acordo com Vermeulen (2002), o modelo unitário de oferta de trabalho, apresenta problemas metodológicos e empíricos. Primeiramente, essa abordagem não segue o individualismo metodológico, que afirma que as teorias sociais deveriam tratar do comportamento de indivíduos e assume que as preferências da família coincidem com as de um membro específico. Empiricamente, nesse modelos, as rendas individuais do não trabalho dos membros de uma família são agregadas em uma única renda do não trabalho familiar (“*income pooling hypothesis*”) e a origem dessa renda exógena não exerce nenhum papel na alocação da família em relação à oferta de trabalho. Vermeulen (2002) mostra que essa restrição é rejeitada em vários estudos, tais como: Browning *et al.* (1994) e Lundberg *et al.* (1997). Além disso, é assumida a hipótese de simetria da matriz de Slutsky, ou seja, que as mudanças marginais no salário de dois indivíduos em uma família tenham o mesmo efeito na oferta de trabalho de cada um, restrição também rejeitada em Browning e Chiappori (1998). Por último, sob essa abordagem, as análises de bem-estar ignoram os efeitos distribucionais intrafamiliares, os quais podem mudar drasticamente o nível de pobreza e desigualdade, problema apontado por Strauss *et al.* (2000).

A abordagem coletiva para a oferta de trabalho é considerada uma alternativa ao modelo unitário, pois assume preferências individuais para diferentes membros da família, o que atende ao princípio do individualismo metodológico e impõe restrições teóricas mais fracas para o comportamento observável da família do que as do modelo unitário. Além disso, os modelos coletivos assumem a existência de um processo de barganha intrafamiliar entre os membros e esse processo pode tomar várias formas (VERMEULEN, 2002).

Com relação às diferentes formas de tratar o processo de barganha intrafamiliar, primeiramente, cabe destacar os trabalhos de Manser e Brown (1980) e McElroy e Horney (1981), que estabelecem algumas regras particulares de barganha como as soluções de Nash ou Kalai-Smorodinsky para a decisão das famílias. Browning (2000), por sua vez, supõe comportamento não cooperativo das famílias, ou seja, os indivíduos com preferências distintas buscam sempre maximizar a sua utilidade de maneira egoísta e não são impactados negativamente pela perda de bem-estar de outros membros da família. Chiappori (1988) e Apps e Rees (1988) não focam em uma regra particular de barganha e somente assumem que o processo de tomada de decisão de uma família resulta em resultados Pareto eficientes, ou seja, as horas de lazer, e conseqüentemente a oferta de trabalho, escolhidas são tais que o bem-estar de um indivíduo não pode aumentar sem diminuir o bem-estar de outros membros da família.

No presente trabalho, é realizada uma extensão do modelo coletivo de Browning e Chiappori (1998) para incluir lazer, isto é, com o foco na oferta de trabalho dos membros de uma família, e para considerar as famílias com três indivíduos em idade ativa, em que cada membro é caracterizado por suas próprias preferências racionais, definidas sobre a própria oferta de trabalho e sobre a oferta de trabalho do outro indivíduo. O poder de barganha dos membros da família pode depender da renda do não trabalho, cujos aumentos podem afetar o processo de alocação, pois podem deslocar o poder de barganha de um indivíduo para o outro.

No Brasil, são conhecidos poucos trabalhos que aplicam modelos de racionalidade coletiva na decisão de oferta de trabalho. Maciel (2008) utiliza a PNAD 2004 para investigar os determinantes do tempo alocado ao trabalho de casais em que ambos trabalham e verifica que o modelo coletivo é adequado ao caso brasileiro. Fernandes e Scorzafave (2009) buscam testar a validade de um modelo específico dentro da classe de modelos de racionalidade coletiva para a oferta de trabalho dos cônjuges brasileiros, por meio da PNAD para o período de 2002-2007. O estudo de Pedrozo (2010) utiliza a PNAD de 2006 para avaliar se o PBF afetou a alocação de tempo dos beneficiários.

### 3. Estratégia empírica

#### 3.1. Estimação econométrica

Um dos pressupostos básicos dos modelos de racionalidade coletiva é que os agentes no interior de uma família têm preferências individuais e o processo decisório intrafamiliar apresenta um resultado eficiente no sentido de Pareto, ou seja, as escolhas familiares são o resultado estacionário de uma função de bem-estar social com ponderações para os membros da família, e as ponderações podem ser entendidas como o poder de barganha de cada membro (VERMEULEN, 2002).

O modelo padrão para a oferta de trabalho da família trata das escolhas de oferta de uma unidade familiar com dois indivíduos em idade ativa, porém, é possível estender esses modelos para famílias com filhos. Nesses modelos, famílias maximizam a utilidade conjunta do consumo,  $C$ , e do tempo de lazer dos trabalhadores da família  $U(C, L_i, L_j, \dots, L_m, X)$ , em que  $L_i, L_j, \dots, L_m$  são as horas de lazer dos  $m$  membros em idade ativa (BLUNDELL; MACURDY, 1999). Ao resolver o problema de otimização da função de bem-estar social da família adotando apenas soluções interiores, é possível derivar as equações de oferta de trabalho ótimas do chefe da família, do cônjuge e dos filhos (FERNANDES; SCORZAFAVE, 2009).

Para mensurar os efeitos do aumento do salário mínimo na participação no mercado de trabalho (oferta de trabalho na margem extensiva) dos chefes, cônjuges e filhos de uma família, é preciso utilizar um modelo não linear de escolha discreta, Probit ou Logit<sup>3</sup>, em que a variável dependente ( $ocup^i$ ) assume valor igual a um se membro da família está ocupado e zero, caso contrário. Então, a equação de regressão pode ser escrita como:

$$\Pr(ocup^i = 1 | SM^i, SM^j, SM^k, y^i, X^i) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 SM^i + \beta_2 \ln SM^j + \beta_3 \ln SM^k + \beta_4 \ln y^i + \beta_5 X^i + \varepsilon^i) \quad (1)$$

em que  $SM^i$ ,  $SM^j$  e  $SM^k$  são variáveis binárias para o recebimento de um aumento salarial vinculado ao salário mínimo, para os três membros em idade ativa;  $y^i$  é a renda familiar individual não proveniente do trabalho;  $X^i$  é o vetor de covariadas da família que pode conter, entre outros fatores, a existência ou número de crianças, variáveis que captam o poder de barganha dos membros e outras variáveis de controle;  $\varepsilon^i$  é o termo de erro da equação; e  $\Phi$  é a distribuição acumulada da Normal Padrão.

Na medida em que os aumentos do SM sejam choques exógenos na renda do trabalho da família, o coeficiente  $\beta_1$  poderia captar o impacto do aumento salarial (vinculado ao aumento do SM) sofrido pelo próprio membro  $i$  na sua oferta de trabalho, enquanto que  $\beta_2$  e  $\beta_3$  captariam o impacto do aumento salarial sofrido pelos outros membros em análise,  $j$  e/ou  $k$ , na oferta de trabalho do membro  $i$ , em que  $i$ ,  $j$  e  $k$  podem denotar chefe, cônjuge ou o filho/adolescente da família. alterando a oferta de trabalho dos membros da família.

<sup>3</sup> Para uma explicação sobre modelos de escolha binária, ver Wooldridge (2002).

Ao calcular o efeito do SM sobre a oferta de trabalho na margem extensiva ( $ocup^i$ ), é possível definir a variável resultado para as famílias beneficiadas pelo aumento do SM (famílias do tratamento),  $ocup^i_1$ , e a variável resultado para as famílias não beneficiadas (famílias do controle),  $ocup^i_0$ . São definidas, então, as variáveis  $SM^i$ ,  $SM^j$  e  $SM^k$ , binárias que indicam se a família pertence ou não ao tratamento. Se uma dessas variáveis binárias é correlacionada com características não observáveis da família, presentes em  $\varepsilon$ , ou seja, se a participação de algum dos membros da família na política salarial não é aleatória e, ao variar  $SM^i$ ,  $SM^j$  ou  $SM^k$ ,  $\varepsilon$  também varia (características não observáveis), não é possível separar o efeito em  $ocup^i$  advindo da variação das binárias daquele advindo da variação de  $\varepsilon$ . Nesse caso,  $E[\varepsilon_i | SM^i, SM^j, SM^k] \neq 0$ , existe autosseleção e os coeficientes de (1) não podem ser consistentemente estimados pelo Método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).

Para a solução do problema da autosseleção, ou seja, existem alguns métodos usuais e cada um deles apresenta procedimentos e hipóteses específicos. No presente trabalho, como a base de dados a ser utilizada apresenta estrutura longitudinal e é possível obter informações para os grupos de tratamento e controle (definidos na próxima subseção) para um período antes e um período depois do recebimento do aumento salarial vinculado à política de SM, é escolhido o método de diferenças em diferenças (DD).

O método DD é baseado no cálculo de uma dupla subtração, em que a primeira subtração ocorre para a média da variável de resultado (oferta de trabalho) entre o período anterior e posterior ao aumento do SM, para o grupo de controle e para o grupo de tratamento. Calculadas essas diferenças temporais dentro de cada grupo, a segunda subtração é realizada entre esses dois resultados encontrados na primeira subtração. A principal hipótese do método de DD é que a trajetória da variável de resultado para o grupo de tratamento seria parecida com a trajetória da variável de resultado para o grupo de controle, caso a política ou programa não tivesse sido implementado. A principal vantagem do método de DD é que ele permite controlar para as características não observáveis dos indivíduos invariantes no tempo e que poderiam estar correlacionadas com as variáveis binárias de recebimentos de aumentos do SM. Assim, ele permite sanar uma potencial fonte de viés de autosseleção, embora só leve em conta os atributos que são fixos no tempo, e apresenta vantagens em relação ao método de emparelhamento, por exemplo, que não consegue controlar o viés de autosseleção advindo de características não observáveis, invariantes ou não no tempo (FOGUEL, 2012).

É possível apresentar o modelo DD por meio de regressões lineares e, supondo a existência de somente dois pontos no tempo, um anterior e outro posterior ao programa, a equação (1) pode ser reescrita como:

$$\begin{aligned} ocup^i_t = & \beta_0 + \beta_1 SM^i_t + \beta_2 SM^j_t + \beta_3 SM^k_t + \beta_4 y^i_t + \beta_5 X^i_t + \\ & + \beta_6 (SM^i_t) + \beta_7 (SM^j_t) + \beta_8 (SM^k_t) + \lambda t^i + \varepsilon^i_t \end{aligned} \quad (2)$$

em que o subscrito  $t$  é acrescentado à notação para indicar o período no tempo em que o membro da família se encontra (antes ou depois do aumento do SM);  $t$  é uma variável binária que assume valor igual a um se o indivíduo pertence ao tratamento e zero, caso contrário; e, sob a hipótese de que  $E[\varepsilon | SM, X, t] = 0$ , o efeito da política de aumento do SM pode ser medida por  $\beta_6$ ,  $\beta_7$  e  $\beta_8$ .

### 3.2. Definição dos grupos de tratamento e controle

A aplicação do método de DD, de maneira prática, busca encontrar um grupo de indivíduos para o qual a trajetória da variável de resultado (oferta de trabalho) seja similar à trajetória da variável para o grupo de tratamento, caso a política não ocorresse.

Com o intuito de definir grupos comparáveis de indivíduos, primeiramente é definido o grupo de tratamento do presente trabalho: são considerados beneficiários da política de SM, os chefes, cônjuges ou

adolescentes cujos salários em algum dos trimestres de 2013, 2014 ou 2015 apresentavam valor exatamente igual ao do SM estabelecido em janeiro de cada um desses anos, a saber, respectivamente: R\$ 678,00, R\$ 724,00 e R\$ 788,00<sup>4</sup>, mas que antes de janeiro do ano em análise, recebiam um salário com valor entre o valor do SM antigo (do ano anterior) e o valor do SM do ano em análise.

Sob a hipótese de que a definição do valor do SM é aleatória, ou seja, que a variação no status de tratamento em torno do ponto de corte da política de SM pode ser considerada aleatória, os indivíduos que se situam abaixo do corte (e que, por exemplo, no ano de 2013, ganhavam entre R\$ 622,00 (salário mínimo de 2012) e R\$ 677,99) podem ser parecidos com os que se situam logo acima do corte (que já recebiam um salário igual ou um pouco acima de R\$ 678,00 em janeiro de 2013) e que continuaram ganhando o mesmo salário após o aumento do SM. Assim, apesar de semelhantes, os indivíduos com salário um menor do que o valor do novo SM são beneficiados e passam a ganhar o novo SM, o que pode impactar a sua oferta de trabalho ou a oferta de trabalho dos outros membros de sua família. Já os indivíduos com salário um pouco maior do que novo valor do SM, não necessariamente recebem aumentos salariais vinculados à política de salário mínimo e não receberiam influências em sua oferta de trabalho (ou oferta de trabalho dos outros membros de sua família) por meio desse canal.

Dessa forma, o grupo de controle foi composto pelos chefes, cônjuges ou adolescentes cujos salários antes de janeiro dos anos em análise (no período  $t - 1$ ) já apresentavam valor um pouco maior<sup>5</sup> do que o valor do SM do ano em análise (valor reajustado de janeiro de  $t$ ) e, após janeiro, continuaram a receber esse mesmo salário, ou seja, não sofreram reajustes vinculados ao SM.

Cabe dizer que não são considerados beneficiários os trabalhadores com salário igual a múltiplos do SM. Essa definição dos grupos de tratamento e controle é uma tentativa preliminar de determinar grupos de semelhantes, porém, existem muitas outras formas possíveis de definição de tratamento e controle, adotadas em outros trabalhos empíricos, a ser testadas futuramente.

#### **4. Base de dados, descrição amostral e variáveis utilizadas**

Para o desenvolvimento do estudo proposto, são utilizados os microdados longitudinais trimestrais da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNADC) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), para o período de 2012-2015. A abrangência geográfica da PNAD Contínua é todo o território nacional, excluindo áreas com características especiais (IBGE). A pesquisa consiste em um painel em que um domicílio é entrevistado em um mês, permanece os dois meses seguintes fora da amostra e retorna para a próxima entrevista. O processo se repete até que ele seja entrevistado cinco vezes. Em síntese, um domicílio é entrevistado durante cinco trimestres, uma vez a cada trimestre (IBGE). Os microdados da PNADC foram divulgados pela primeira vez no dia 07 de maio de 2015, porém, de forma incompleta, pois alguns dados ainda estão em processo de validação e devem ser divulgados até o final de 2015, de acordo com o IBGE. Dessa forma, a divulgação de algumas variáveis, tais como os rendimentos do não trabalho e as horas de trabalho dos membros de uma família permitirão complementar o presente estudo.

No presente trabalho, a amostra é definida com base na abordagem coletiva para a oferta de trabalho dos membros de uma família, em que os vários indivíduos em uma família podem ter diferentes preferências e pode ocorrer um processo de barganha intrafamiliar. Nesses modelos, usualmente, é investigado o comportamento da participação no mercado de trabalho (ou horas de trabalho) de casais ou casais com um

---

<sup>4</sup> As observações do ano de 2012 somente serviram como informações dos indivíduos antes do aumento de SM ocorrido em janeiro de 2013, já que os microdados da PNADC são coletados a partir de janeiro de 2012 e não seria possível observar indivíduos antes do aumento do SM de 2012.

<sup>5</sup> Cabe dizer que existem técnicas para a definição do valor máximo (janela) acima do corte estabelecido por uma política (valor do SM), o qual permitiria definir o controle. Porém, no presente trabalho, utilizamos uma forma simplificada e arbitrária e definimos que o grupo de controle receberia em  $t-1$  e  $t$  um valor maior do que o SM novo e até um determinado percentual acima do SM novo. Esse percentual é o mesmo do aumento do SM no ano de análise (por exemplo, entre 2013 e 2014 o aumento do SM foi de 6,78%).

filho em idade ativa, já que, quanto maior o número de membros em idade ativa, mais complexa se torna a estimação e o tratamento econométrico dos modelos. Nessa versão do artigo, são investigadas as famílias compostas de um chefe, um cônjuge, um filho adolescente/jovem entre 14 e 22 anos e número variável de crianças de 0 a 13 anos. Dessa forma, são excluídos da amostra os domicílios sem chefes, cônjuges e filho jovem com a idade citada e domicílios com mais de um chefe e mais de um cônjuge, o que seria uma evidência da existência de mais de um núcleo familiar dentro de um mesmo domicílio.

Assim como ocorre no painel da Pesquisa Mensal de Emprego (PME/IBGE), não é possível observar todos os indivíduos e famílias da amostra da PNAD Contínua nas cinco entrevistas. No presente trabalho, não são feitas correções para o possível viés de seleção advindo do atrito amostral<sup>6</sup>. Porém, para tornar possível a análise da oferta de trabalho dos membros de uma família antes e depois do recebimento de um aumento do SM, são excluídas as famílias cujos indivíduos apresentam somente uma observação na pesquisa e as famílias em que seus membros não possuem observações antes e depois dos choques de aumentos do SM (que, no período observado, ocorrem sempre no mês de janeiro). Além disso, para facilitar as análises, são utilizadas somente a primeira e segunda observação de cada família, sendo que a primeira observação ocorre antes e a segunda observação ocorre após a ocorrência de um choque no SM. Também são excluídos os domicílios com chefes e cônjuges idosos e com idade menor do que 14 anos.

Além disso, com o intuito de minimizar problemas de identificação e declaração de informações na PNADC, são excluídos os domicílios cujos membros apresentam código identificador duplicado em um mesmo ponto do tempo, apresentam mais de cinco observações na pesquisa e observações com diferença de mais de cinco trimestres entre trimestres (essa seria a diferença máxima possível entre observações de um mesmo indivíduo). Cabe destacar que a PNADC apresenta um identificador para o domicílio<sup>7</sup> (agrupamento de UPA (Unidade Primária de Amostragem), V1008 e V1014), mas ainda não apresenta identificador longitudinal para os indivíduos de uma família. Dessa forma, construímos o identificador individual com base no identificador do domicílio e sexo de data de nascimento do morador. Com a finalidade de melhor identificação de indivíduos e menor perda amostral, uma próxima etapa deste trabalho é aplicar uma metodologia de recuperação de indivíduos da amostra, por meio de um algoritmo de emparelhamento avançado, com base no trabalho de Ribas e Soares (2008) para os dados da PME (IBGE).

Com o intuito de aplicar a estratégia econométrica descrita acima, além das exclusões citadas acima, são retiradas da amostra as famílias que não pertenciam aos grupos de tratamento ou controle estabelecidos.

No presente trabalho, conforme apresentado na seção 1, é investigado o comportamento da oferta de trabalho dos membros da família, com foco no impacto de um choque exógeno nos rendimentos do trabalho, advindo de aumentos do salário mínimo nacional. Além disso, nos modelos coletivos de oferta de trabalho, o total da renda do não trabalho tem impacto direto na oferta de trabalho dos membros de uma família, e impacto indireto, via mudança no poder de barganha de alguns indivíduos, caso esta fonte de renda esteja associada a algum membro específico. Os dados estilizados apresentados na introdução do presente trabalho mostram que o Programa Bolsa Família exerce um importante papel na queda do número de famílias pobres e aumento do bem-estar na última década e, de acordo com alguns trabalhos, pode impactar, positivamente ou negativamente, a oferta de trabalho de alguns membros de uma família. Adicionalmente, esse programa de transferência de renda pode exercer tanto o impacto direto como o impacto indireto, via mudança no poder

---

<sup>6</sup> No apêndice A1, são reportados os dados de perda de observações da PNADC ao longo do tempo.

<sup>7</sup> Como são excluídos os domicílios com mais de uma família, no presente trabalho, as palavras domicílio e família são utilizadas como substitutas. Na PNADC, domicílio é o local estruturalmente separado e independente que se destina a servir de habitação a uma ou mais pessoas, ou que esteja sendo utilizado como tal. A separação fica caracterizada quando o local de habitação é limitado por paredes, muros, cercas, etc., coberto por um teto, e permite que seus moradores se isolem das demais pessoas da comunidade e se protejam das condições climáticas e do meio-ambiente. A independência fica caracterizada quando o local de habitação tem acesso direto que permite aos seus moradores entrar e sair do seu local de habitação sem passar por local de moradia de outras pessoas (IBGE).



de barganha, na oferta de trabalho, já que a mulher é a responsável legal e preferencial para o recebimento dos benefícios<sup>8</sup> e um dos benefícios variáveis está associado à existência de adolescentes nos domicílios.

Dessa forma, a ausência de dados sobre o recebimento dos benefícios do PBF poderiam prejudicar os resultados encontrados nesse artigo. Para amenizar o problema, foi realizada a imputação de valores dos benefícios do PBF para famílias classificadas como beneficiárias potenciais, com base na composição demográfica das famílias e em seus rendimentos. O PBF possui vários tipos de benefícios, utilizados para compor a parcela mensal que os beneficiários recebem (Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à fome – MDS, 2014). Esses benefícios são baseados no perfil da família registrado no Cadastro Único. Entre as informações consideradas, estão: a renda mensal por pessoa, o número de integrantes, o total de crianças e adolescentes de até 17 anos, além da existência de gestantes e nutrizas. Com o objetivo de combater a pobreza e extrema pobreza, o programa oferece um benefício básico de R\$ 77,00 para as famílias com insuficiência de renda (renda *per capita* inferior ou igual a R\$ 77,00), ou seja, extremamente pobres<sup>9</sup>. Além disso, as famílias pobres (renda *per capita* inferior a R\$ 154,00) com crianças até 15 anos, adolescentes de 16 e 17 anos ou gestantes e nutrizas recebem benefícios variáveis, os quais variam no valor e número de benefícios. Se uma família conta, em sua composição, com crianças de zero a 15 anos, recebe R\$35,00 por criança e até o limite de cinco benefícios. Se a família apresenta jovens entre 16 e 17 anos, recebe R\$42,00 para cada adolescente e até o limite de dois benefícios (texto adaptado de SILVEIRA; CAMPOLINA; HORN, 2013). Se a família conta com alguma nutriz, ou seja, se apresenta crianças com idade entre 0 e 6 meses em sua composição, também recebe R\$35,00 por criança. Além disso, a família com gestante recebe nove parcelas mensais de R\$ 35,00 (uma por mês de gestação), pagas quando a beneficiária é identificada como gestante no Sistema de Gestão do Programa Bolsa Família na Saúde.

Nesse sentido, cabe dizer que são elegíveis as famílias que durante dois anos apresentam as características de renda e composição citadas acima e que uma das características do programa está no vínculo entre a transferência de renda e o cumprimento de condicionalidades, na educação, saúde e assistência social, pelas famílias. Porém, a indisponibilidade de informações adicionais para inferir sobre o cumprimento de condicionalidades é uma limitação do processo de imputação utilizado, ou seja, as famílias para as quais foi alocado algum valor de benefício é uma beneficiária potencial. Por fim, se a soma do benefício básico e dos benefícios variáveis não permite a superação da situação de extrema pobreza, as famílias podem receber um benefício extra no valor exato da insuficiência de renda<sup>10</sup>. Nos modelos econométricos estimados, é adicionada, então, uma variável binária que informa se a família pode ser considerada uma beneficiária potencial do PBF.

Na abordagem coletiva para a oferta de trabalho de uma família, os membros são agentes que tentam estabelecer um acordo sobre como dividir os ganhos da cooperação e dependendo do poder de barganha dos membros da família, uma alocação intrafamiliar específica de bem-estar Pareto eficiente é obtida. Com base no trabalho de Vermeulen (2002), são investigadas algumas variáveis que possivelmente captam ou refletem algum poder de barganha dos membros da família. A primeira variável que visa captar algum poder de barganha intrafamiliar é a diferença de idade entre chefes e cônjuges. Também é criada uma variável binária que indica se o chefe é mais velho do que o cônjuge. Outras duas variáveis calculadas são: a diferença entre o logaritmo da renda do chefe e o logaritmo da renda do cônjuge e uma *dummy* para as famílias em que o chefe apresenta logaritmo da renda maior do que o cônjuge. Além das diferenças para idade e renda, são calculadas

---

<sup>8</sup> De acordo com o Ministério de Desenvolvimento Social e Combate à Fome, no ano de 2015, 93% dos cartões do Programa Bolsa Família foram entregues para as mulheres, que ficam responsáveis pela gestão dos recursos.

<sup>9</sup> Cabe dizer que o valor do benefício básico, bem como de todos os benefícios variáveis, mudou ao longo do tempo. Assim, o processo de imputação levou em consideração os valores de cada período, a saber: para 2012, 2013 e primeiro trimestre de 2014, o benefício básico foi de R\$ 70,00, o benefício variável para crianças era de R\$ 32,00 e até o limite de três crianças, o benefício para adolescentes, nutrizas e gestantes era de R\$ 33,00 (adolescentes até o limite de dois por família). Além disso, os valores para definição de extrema pobreza e pobreza, até o primeiro trimestre de 2014, eram de, respectivamente, R\$ 70,00 e R\$ 140,00.

<sup>10</sup> No apêndice A2 do trabalho consta uma tabela com o número absoluto e a porcentagem de famílias beneficiárias potenciais, bem como os valores médios dos benefícios imputados, de cada um dos benefícios do programa.

diferenças para os anos de estudo e a qualificação do trabalho de chefes e cônjuges e variáveis binárias para os casos em que o chefe apresenta nível educacional ou qualificação maior do que o cônjuge da família.

Adicionalmente, são calculadas duas razões: a primeira, entre a renda do PBF associada à mulher, ou seja, excluindo o benefício diretamente vinculado ao adolescente, e a renda familiar total, e a segunda, entre o benefício do PBF associado ao adolescente (supondo que o adolescente recebe e tem a posse desse valor) e a renda familiar total, já que a posse desses rendimentos pode aumentar o poder de barganha desses indivíduos.

A Tabela 1, abaixo, apresenta algumas estatísticas descritivas de variáveis dos membros das famílias de toda a PNADC (com exclusão somente das famílias cujos membros apresentavam problemas de identificação e somente uma observação) e da amostra utilizada nessa pesquisa, para a primeira observação das famílias.

Tabela 1: Estatísticas descritivas da população da PNADC e da amostra utilizada

Variáveis	PNADC	Amostra final
Total de indivíduos	1.007.440	1.613
Total de famílias	263.211	419
Tamanho médio das famílias	4	4
Número de crianças na família	1	1
Número de adolescentes na família	1	1
% homens	51%	52%
Anos de estudo (média)	7	7
% com 11 anos ou mais de estudo (ensino médio completo)	35%	31%
% Trabalhadores ocupados	59%	68%
% Trabalhadores formais (ocupados)	55%	60%
% com qualificação do trabalho média ou alta (ocupados)	63%	51%
Renda média individual do trabalho (ocupados)	R\$ 1.673,08	R\$ 972,35
Renda média familiar do trabalho (ocupados)	R\$ 3.697,20	R\$ 2.673,22
% famílias pobres	8%	4%
% famílias extremamente pobres	13%	0%
% famílias beneficiárias do PBF	19%	4%
Renda média individual do PBF (beneficiários)	R\$ 48,40	R\$ 30,51
Renda média familiar do PBF (beneficiários)	R\$ 198,03	R\$ 148,24

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNADC 2012-2015 (IBGE).

Nota: \*: as categorias 5, 9 e 11 da variável VD4011 correspondem à baixa qualificação do trabalho; as categorias 3, 4, 6, 7 e 8 da variável VD4011 correspondem à média qualificação baixa do trabalho; as categorias 1, 2 e 10 da variável VD4011 correspondem à alta qualificação do trabalho.

É possível verificar que não existem diferenças significativas na composição demográfica e média de anos de estudo entre a população da PNADC e a amostra selecionada. Porém, a amostra utilizada no trabalho, a qual contém 1.613 indivíduos e 419 famílias para o período 2012-2015, apresenta menor proporção de indivíduos com 11 ou mais anos de estudo, menor proporção de trabalhadores com qualificação do trabalho classificada como média ou alta, maior proporção de indivíduos ocupados e maior proporção de trabalhadores no setor formal. Essas diferenças decorrem, primeiramente, do fato de que o foco da amostra são as famílias em que pelo menos um membro recebe choque salarial vinculado a algum aumento do SM no período, ou seja, é esperado que essas famílias apresentassem maior grau de formalização. Além disso, trabalhos anteriores mostram que os beneficiários do SM são trabalhadores com educação e qualificação menores do que a média do mercado de trabalho. Também é natural que esses indivíduos e suas famílias apresentem rendimentos do trabalho em média mais baixos, já que o SM do período varia entre R\$ 622,00 e R\$ 788,00. Já o maior grau de ocupação, está relacionado ao fato de escolhermos as famílias em que os chefes e cônjuges estão em idade ativa.

Cabe destacar ainda que, apesar de existir uma parcela de famílias (e, conseqüentemente, de beneficiários potenciais de PBF) cujos membros recebem SM, essas parcelas são menores na amostra do que na população da PNADC. Esse resultado também é esperado, já que trabalhos anteriores mostram que a maior parte dos trabalhadores impactados pela política de SM situa-se na cauda inferior da distribuição de renda, mas não nos primeiros percentis da renda (Komatsu e Menezes Filho (2015) mostram que, entre 2002 e 2014, os percentis mais afetados são o décimo e o vigésimo quinto). Por apresentar rendimentos do trabalho relativamente mais altos, essas famílias possuem média da renda familiar do PBF menor.

## **5. Análises descritivas**

### **5.1. Características das famílias da amostra**

Para as famílias da amostra, primeiramente, é investigada a participação no mercado de trabalho ou condição de ocupação. A Tabela 2 apresenta o detalhamento da participação dos três membros em idade ativa, por número de crianças na família, ou seja, as famílias são sempre compostas por um chefe, um cônjuge, um adolescente e número variável de crianças.

Por meio dessa tabela, é possível verificar que a porcentagem de famílias em que os três membros trabalham cai com o aumento do número de crianças, enquanto que a proporção de famílias em que o chefe e o cônjuge trabalham e a proporção em que somente o chefe trabalha aumentam. Já a proporção de famílias em que somente o adolescente trabalha ou em que o adolescente e o chefe ou o cônjuge trabalham cai, com o aumento no número de crianças. Também diminui a proporção de famílias em que somente o cônjuge trabalha, ao passarmos de zero para uma ou duas crianças, porém, nas famílias com três crianças, essa proporção aumenta, sugerindo a maior necessidade de que o cônjuge trabalhe. Esses dados evidenciam que o aumento do número de crianças pode mudar, principalmente, a decisão de trabalhar do adolescente e do cônjuge, os quais podem optar por ajudar nos cuidados com as crianças. Nas famílias sem crianças e com apenas uma criança, há uma predominância dos casos em que os três membros trabalham (incluindo o adolescente) e dos casos em que o chefe e o cônjuge trabalham. Já nas famílias com duas e três crianças, é observada a predominância de famílias em que o chefe e o cônjuge trabalham e em que somente o chefe trabalha. Esses permitem inferir sobre a importância de considerar o número de crianças na família como variável que pode mudar a oferta de trabalho de todos os membros de uma família: pode aumentar a oferta dos chefes e diminuir a de cônjuges e adolescentes. O Gráfico 1 complementa e ilustra as mudanças na oferta de trabalho dos membros da família com o aumento no número de crianças. É possível observar que a proporção de famílias em que o chefe, o cônjuge e o adolescente trabalham diminui e a proporção de famílias em que somente um membro trabalha aumenta. Observamos, ainda, que a taxa de famílias em que dois membros trabalham apresenta certa constância, mas cai nas famílias com três crianças.

As próximas variáveis investigadas são as variáveis de barganha consideradas no artigo. A Tabela 3 apresenta a média para essas variáveis, enquanto os gráficos 2 e 3, trazem a distribuição de duas das variáveis de barganha, com detalhamento para o sexo do chefe da família. É possível verificar que, em média, os chefes são 3,29 anos mais velhos do que os cônjuges, nas famílias em que o chefe é do sexo masculino, o que pode indicar um maior poder de barganha dos homens nas decisões desses domicílios. Mesmo nas famílias em que as mulheres são chefes, os homens são, em média, 1,88 anos mais velhos. Além disso, a variável binária que indica se o chefe é mais velho do que o cônjuge da família mostra que alguma diferença positiva (chefe mais velho do que o cônjuge) ocorre em 83% das famílias chefiadas por homens e em 65% (100% - 35%) das famílias chefiadas por mulheres. Outra variável calculada trata-se da diferença entre o logaritmo da renda do chefe e o logaritmo da renda do cônjuge, a qual apresenta uma média de 1,86 nos domicílios com chefe homem. Nos domicílios chefiados por mulheres essa diferença é de -1,05, o que significa que o cônjuge (homem) também ganha mais nessas famílias. Em 83% dos domicílios chefiados por homens e em 74% dos domicílios chefiados por mulheres, a renda do homem é maior do que a renda da mulher. Por meio

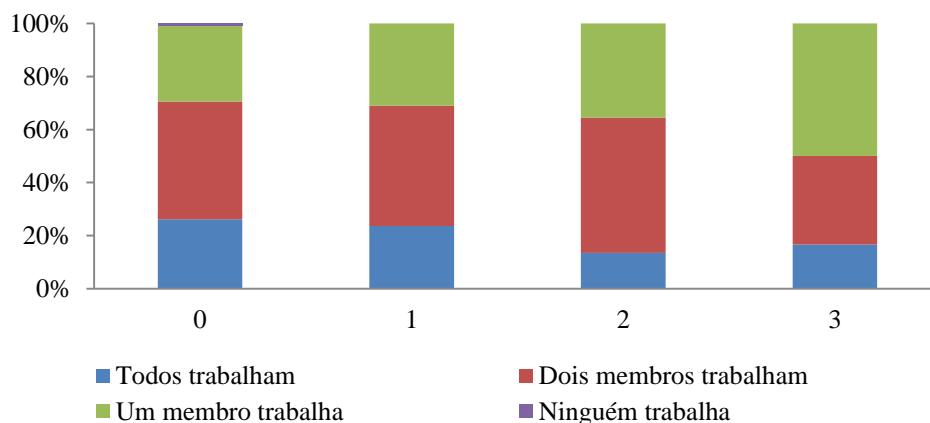
do Gráfico 2, é possível visualizar que a distribuição dessa diferença não é simétrica, nos dois casos, porém, nos domicílios chefiados por mulheres, apresenta maior concentração em torno do zero, o que significa que a desigualdade salarial nessas famílias é menor. Na distribuição para esses domicílios, encontramos maiores valores na parte negativa do eixo, enquanto que na distribuição para as famílias chefiadas por homens, encontramos maiores valores na parte positiva do eixo, mas, na prática, esses maiores valores contam a mesma história: existe maior densidade de famílias em que os homens ganham mais do que as mulheres.

Tabela 2: Participação no mercado de trabalho de famílias compostas por chefe, cônjuge, adolescente/jovem e número variável de crianças

Participação	Número de crianças			
	0	1	2	3
Todos trabalham	26%	24%	14%	17%
Chefe e cônjuge trabalham	22%	40%	43%	33%
Chefe e adolescente trabalham	17%	4%	6%	0%
Cônjuge e adolescente trabalham	5%	2%	3%	0%
Chefe trabalha	15%	20%	28%	33%
Cônjuge trabalha	9%	7%	8%	17%
Adolescente trabalha	5%	4%	0%	0%
Ninguém trabalha	1%	0%	0%	0%
Total	100%	100%	100%	100%

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNADC 2012-2015 (IBGE).

Gráfico 1: Participação no mercado de trabalho dos membros da família



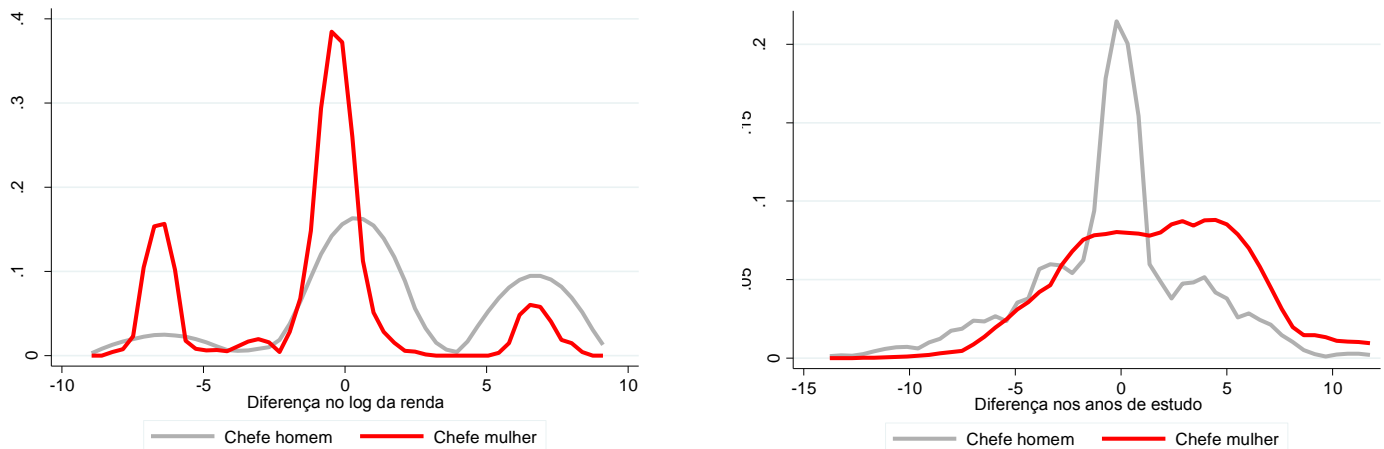
Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNADC 2012-2015 (IBGE).

Tabela 3: Média das variáveis que captam ou refletem o poder de barganha intrafamiliar, por sexo do chefe da família

Variáveis de barganha	Chefe homem	Chefe mulher
Diferença de idade entre chefe e cônjuge	3,29	-1,88
% diferença de idade >0	82,6%	35,1%
Diferença no log dos salários do chefe e cônjuge	1,86	-1,05
% diferença no log dos salários >0	82,2%	26,4%
Diferença na escolaridade do chefe e cônjuge	-0,32	1,82
% diferença na escolaridade >0	63,0%	73,1%
Diferença na qualificação do chefe e cônjuge	0,21	-0,30
% diferença na qualificação >0	95,2%	63,9%
Fração (y_PBF_mulher/y_total)	11,5%	11,4%
Fração (y_PBF_adolescente/y_total)	8,0%	7,9%

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNADC 2012-2015 (IBGE).

Gráficos 2 e 3: Distribuição da diferença no logaritmo da renda do trabalho e nos anos de estudo de chefes e cônjuges, por sexo do chefe da família



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNADC 2012-2015 (IBGE).

Já para a escolaridade, em média, as mulheres superam os homens, com destaque para a diferença ainda maior no caso em que a família é chefiada por uma mulher. Porém, 63% das famílias chefiadas por homens ainda apresentam chefes com maior nível educacional do que os cônjuges. A distribuição dessa variável (Gráfico 3) para o caso das famílias chefiadas por mulheres não é simétrica e apresenta maior concentração de valores após o zero.

Com relação às razões para a renda do PBF associada à mulher e o benefício do adolescente como fração da renda total familiar, é possível verificar que não existem diferenças significativas entre os domicílios chefiados por homens e por mulheres e que, em média, a renda do PBF associada à mulher é 11%, enquanto a renda do adolescente é 8% da renda total familiar.

## 5.2. Análises para os grupos definidos como tratamento e controle do SM

Além das análises descritivas para a amostra considerada e para algumas variáveis a serem utilizadas nas estimações, são realizados testes de diferença de médias para as principais variáveis do trabalho. Esses testes têm a finalidade de destacar as discrepâncias estatisticamente significativas entre os trabalhadores contemplados e não contemplados pelos aumentos do SM (grupos de tratamento e controle estabelecidos), antes do choque exógeno na renda do trabalho e, assim, permitir a verificação da similaridade e viabilidade de utilização desses grupos, bem como entender a necessidade de inserção dessas variáveis como controles nas regressões. A Tabela 4 apresenta as médias das variáveis do tratamento e do controle e os valores e significância estatística dos testes t, testes de diferenças entre médias, realizados.

É possível verificar que esses grupos são diferentes, antes do choque no aumento do SM, em relação ao número de crianças, aos anos de estudo e ao nível de qualificação do trabalho. Também são encontradas diferenças significativas na porcentagem de famílias beneficiárias potenciais do PBF e nas frações da renda do PBF da mulher na renda total familiar e da renda do adolescente na renda total familiar. Outra discrepância relevante entre o tratamento e o controle aparece na diferença de anos de estudo entre os chefes e cônjuges. Essas variáveis para as quais são encontradas diferenças estatisticamente significantes devem ser incluídas nas estimações.

Para finalizar as comparações entre os grupos de tratamento e controle, antes de apresentar os resultados da estimação do impacto do SM na oferta de trabalho dos membros das famílias pobres, por meio da utilização do método DD, são realizados cálculos simples da “diferença na diferença” entre as médias da oferta de trabalho (participação) dos grupos de tratamento e controle. Esse cálculo é simples, pois

desconsidera quaisquer variáveis de controle entre esses grupos. Como é possível observar, ao considerar o impacto geral do SM na oferta de trabalho dos membros da família como um todo, existe uma diminuição da participação no mercado de trabalho de 1% após o choque. Ao separar os efeitos do SM na oferta de trabalho de cada um dos membros da família, verificamos que essa política diminui a oferta de trabalho dos adolescentes em 3% e aumenta a oferta de trabalho dos chefes e cônjuges em, respectivamente, 1,4% e 4,7%.

Tabela 4: Testes para a igualdade de média das variáveis para tratamento e controle do SM

Variáveis	Tratamento	Controle	T-teste	Signif.
Total de indivíduos	1.076	537	-	-
Total de famílias	279	140	-	-
Tamanho médio das famílias	4	4	-0,98	
Número de crianças na família	0,6	0,7	2,85	***
Número de adolescentes na família	1	1	0	
% homens	52%	53%	0,21	
Anos de estudo (média)	7	7	3,48	***
% Trabalhadores formais (ocupados)	56%	59%	0,96	
Nível de qualificação média do trabalho (ocupados)	1,5	1,7	3,66	***
% famílias beneficiárias do PBF	7%	0%	-6,38	***
Diferença de idade entre chefe e cônjuge	3,0	3,0	0,22	
Diferença no log dos salários do chefe e cônjuge	1,5	1,4	-0,29	
Diferença na escolaridade do chefe e cônjuge	-0,6	0,4	5,01	***
Diferença na qualificação do chefe e cônjuge	0,1	0,1	-0,7964	
Fração (y_PBF_mulher/y_total)	0,8%	0,0%	-5,60	***
Fração (y_PBF_adolescente/y_total)	0,6%	0,0%	-6,31	***

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNADC 2012-2015 (IBGE).

Tabela 5: Cálculo simples da diferença da diferença entre as médias da oferta de trabalho (participação) dos grupos de tratamento e controle

Família	Tratados	Controle	Diferença
<b>Antes</b>	57,3%	57,5%	-0,2%
<b>Depois</b>	59,8%	59,0%	0,8%
<b>Diferença</b>	-2,5%	-1,5%	<b>-1,0%</b>
Adolescentes	Tratados	Controle	Diferença
<b>Antes</b>	41,9%	47,1%	-5,2%
<b>Depois</b>	46,4%	48,6%	-2,2%
<b>Diferença</b>	-4,5%	-1,4%	<b>-3,0%</b>
Chefes	Tratados	Controle	Diferença
<b>Antes</b>	83,2%	85,0%	-1,8%
<b>Depois</b>	81,0%	84,3%	-3,3%
<b>Diferença</b>	2,2%	0,7%	<b>1,4%</b>
Cônjuges	Tratados	Controle	Diferença
<b>Antes</b>	65,6%	67,9%	-2,3%
<b>Depois</b>	62,4%	69,3%	-6,9%
<b>Diferença</b>	3,2%	-1,4%	<b>4,7%</b>

## 6. Resultados das estimações

Tabela 6: Resultados da estimação para o adolescente

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
t (dummy de período)	-0.622 (0.612)	-0.379 (0.557)	-0.581 (0.603)	-0.517 (0.610)	-0.400 (0.556)
Efeito alguém da família recebe SM	0.140 (0.0981)				
Dummy de tratamento (alguém recebe SM)	0.00587 (0.0721)				
Efeito adolescente recebe SM		0.0879 (0.0805)			0.118 (0.0877)
Dummy de tratamento (adolescente recebe SM)		0.488*** (0.0586)			0.460*** (0.0640)
Efeito chefe recebe SM			0.133 (0.0831)		0.117 (0.0857)
Dummy de tratamento (chefe recebe SM)			-0.249*** (0.0596)		-0.146* (0.0619)
Efeito cônjuge recebe SM				-0.0597 (0.0796)	-0.0354 (0.0798)
Dummy de tratamento (cônjuge recebe SM)				0.0220 (0.0569)	0.0526 (0.0575)
Família beneficiária do PBF	-0.343 (0.219)	-0.328 (0.200)	-0.280 (0.217)	-0.334 (0.219)	-0.309 (0.200)
Número de crianças	-0.104*** (0.0251)	-0.0531* (0.0232)	-0.0996*** (0.0247)	-0.114*** (0.0249)	-0.0461* (0.0232)
Anos de estudo	0.0589*** (0.00692)	0.0439*** (0.00640)	0.0534*** (0.00688)	0.0568*** (0.00698)	0.0432*** (0.00647)
Chefe homem	0.113** (0.0416)	0.103** (0.0381)	0.106* (0.0413)	0.114** (0.0418)	0.0992** (0.0380)
Fração: renda PBF mulher/renda total	1640 -2050	1016 -1878	1607 -2030	1789 -2055	0.994 -1872
Diferença de educação	0.0127** (0.00422)	0.00708 (0.00387)	0.0122** (0.00417)	0.0120** (0.00423)	0.00752 (0.00387)
Diferença de idade	-0.00157 (0.00282)	-0.00123 (0.00259)	-0.00155 (0.00280)	-0.00135 (0.00283)	-0.00131 (0.00258)
Dummies para Ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Dummies para Trimestre	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Constante	0.429 (0.615)	0.393 (0.564)	0.474 (0.610)	0.439 (0.618)	0.393 (0.563)
<b>Número de observações</b>	826	826	826	826	826
<b>R-quadrado</b>	0.167	0.300	0.181	0.160	0.309
<b>R-quadrado ajustado</b>	0.150	0.286	0.165	0.143	0.292

As tabelas 6, 7 e 8 apresentam os resultados das estimações, pelo método DD, para o impacto do aumento do SM na oferta de trabalho dos adolescentes, chefes e cônjuges das famílias da amostra. Para cada membro da família, são realizadas cinco estimações (colunas (1) a (5)). A primeira estimação (coluna (1)) consiste no cálculo do impacto do aumento do SM de qualquer membro da família na oferta de trabalho do membro em análise, ou seja, a família é beneficiada pelo aumento do SM, mas não é especificado quem é o membro diretamente impactado (que teve seu salário aumentado). As colunas (2), (3) e (4) apresentam os efeitos do aumento do SM ocorridos especificamente para os adolescentes, chefes e cônjuges, respectivamente, ou seja, os salários esses membros foram diretamente afetados pela política. A coluna (5), por sua vez, considera o impacto do SM que pode ter ocorrido para os três membros concomitantemente.

Tabela 7: Resultados da estimação para o cônjuge

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
t (dummy de período)	-0.227 (0.194)	-0.258 (0.181)	-0.258 (0.180)	-0.235 (0.166)	-0.225 (0.167)
Efeito alguém da família recebe SM	-0.0364 (0.0896)				
Dummy de tratamento (alguém recebe SM)	0.00824 (0.0669)				
Efeito adolescente recebe SM		-0.0808 (0.0801)			-0.107 (0.0797)
Dummy de tratamento (adolescente recebe SM)		-0.176** (0.0583)			-0.114 (0.0584)
Efeito chefe recebe SM			0.0438 (0.0762)		-0.0132 (0.0774)
Dummy de tratamento (chefe recebe SM)			-0.188*** (0.0548)		-0.0842 (0.0564)
Efeito cônjuge recebe SM				-0.0584 (0.0666)	-0.0653 (0.0722)
Dummy de tratamento (cônjuge recebe SM)				0.453*** (0.0477)	0.414*** (0.0522)
Família beneficiária do PBF	-0.244 (0.200)	-0.239 (0.197)	-0.207 (0.198)	-0.198 (0.183)	-0.172 (0.181)
Número de crianças	0.0568* (0.0222)	0.0302 (0.0222)	0.0714** (0.0219)	0.0618** (0.0200)	0.0471* (0.0204)
Anos de estudo	0.0377*** (0.00448)	0.0372*** (0.00427)	0.0342*** (0.00440)	0.0386*** (0.00396)	0.0357*** (0.00404)
Chefe homem	-0.256*** (0.0384)	-0.251*** (0.0377)	-0.259*** (0.0380)	-0.251*** (0.0350)	-0.248*** (0.0346)
Fração: renda PBF mulher/renda total	-2393 -1878	-2127 -1844	-2519 -1854	-2473 -1708	-2350 -1691
Diferença de educação	0.0156*** (0.00439)	0.0183*** (0.00428)	0.0140** (0.00431)	0.0205*** (0.00396)	0.0207*** (0.00397)
Diferença de idade	-0.00158 (0.00261)	-0.00168 (0.00256)	-0.00191 (0.00258)	-0.00210 (0.00237)	-0.00229 (0.00235)
Dummies para Ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Dummies para Trimestre	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Constante	0.813*** (0.194)	0.841*** (0.191)	0.819*** (0.192)	0.839*** (0.177)	0.862*** (0.176)
<b>Número de observações</b>	826	826	826	826	826
<b>R-quadrado</b>	0.169	0.197	0.187	0.310	0.329
<b>R-quadrado ajustado</b>	0.152	0.181	0.171	0.296	0.312

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNADC 2012-2015 (IBGE).



As estimações pelo método de DD ocorrem com a inclusão de uma dummy para o período, antes ou após o choque de aumento do SM (t), a inclusão de uma dummy de tratamento (valor igual a um se o trabalhador é beneficiado pelo aumento do SM) e um termo de interação entre t e a dummy de tratamento, o qual aparece nas tabelas como efeito do SM (para os casos em que qualquer membro recebe o aumento, o adolescente recebe, o chefe recebe ou o cônjuge recebe).

Além das variáveis presentes nos modelos coletivos de oferta de trabalho, são adicionados controles para os anos e trimestres da pesquisa, com o intuito de controlar para qualquer viés advindo de sazonalidade ou tendência, já que as observações das famílias podem ocorrer em quaisquer dois pontos do tempo, desde que uma seja antes do choque no SM e a outra, depois.

Tabela 8: Resultados da estimação para o chefe

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
t (dummy de período)	0.0187 (0.157)	0.0269 (0.149)	-0.000883 (0.143)	-0.00887 (0.147)	0.0639 (0.145)
Efeito alguém da família recebe SM	-0.0352 (0.0728)				
Dummy de tratamento (alguém recebe SM)	0.00938 (0.0544)				
Efeito adolescente recebe SM		-0.0713 (0.0660)			-0.119 (0.0691)
Dummy de tratamento (adolescente recebe SM)		0.0793 (0.0480)			0.153** (0.0506)
Efeito chefe recebe SM			0.00768 (0.0603)		-0.0404 (0.0670)
Dummy de tratamento (chefe recebe SM)			0.228*** (0.0431)		0.266*** (0.0487)
Efeito cônjuge recebe SM				0.00694 (0.0585)	-0.0520 (0.0624)
Dummy de tratamento (cônjuge recebe SM)				-0.103* (0.0417)	0.00000933 (0.0450)
Família beneficiária do PBF	-0.218 (0.163)	-0.215 (0.163)	-0.278 (0.158)	-0.231 (0.162)	-0.276 (0.157)
Número de crianças	0.0820*** (0.0180)	0.0884*** (0.0183)	0.0640*** (0.0174)	0.0817*** (0.0177)	0.0739*** (0.0177)
Anos de estudo	0.00941** (0.00362)	0.00987** (0.00351)	0.0152*** (0.00347)	0.00945** (0.00349)	0.0158*** (0.00348)
Chefe homem	0.131*** (0.0311)	0.130*** (0.0311)	0.134*** (0.0301)	0.130*** (0.0309)	0.133*** (0.0299)
Fração: renda PBF mulher/renda total	-1849 -1530	-1984 -1526	-1669 -1476	-1840 -1516	-1898 -1471
Diferença de educação	-0.00843* (0.00372)	-0.00899* (0.00371)	-0.0110** (0.00358)	-0.00899* (0.00367)	-0.0126*** (0.00360)
Diferença de idade	-0.00704*** (0.00211)	-0.00702*** (0.00210)	-0.00662** (0.00204)	-0.00695*** (0.00209)	-0.00650** (0.00203)
Dummies para Ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Dummies para Trimestre	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Constante	0.630*** (0.158)	0.609*** (0.158)	0.611*** (0.153)	0.625*** (0.157)	0.584*** (0.153)
<b>Número de observações</b>	831	831	831	831	831
<b>R-quadrado</b>	0.083	0.086	0.143	0.096	0.156
<b>R-quadrado ajustado</b>	0.065	0.068	0.126	0.078	0.135

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNADC 2012-2015 (IBGE).

Os resultados das estimações não são favoráveis ao objetivo do trabalho, já que não são encontrados impactos significativos do SM na oferta de trabalho dos membros das famílias analisadas. Porém, eles permitem verificar que o aumento no número de crianças diminui a oferta de trabalho dos adolescentes e aumenta a oferta de trabalho dos chefes e cônjuges, ou seja, é possível que o adolescente tenha que optar por ajudar no cuidado com as crianças, enquanto que os chefes e cônjuges passam a trabalhar mais, já que existe maior necessidade de recursos financeiros.

Além disso, a diferença na escolaridade de chefes e cônjuges, o qual é esperado que atue no sentido de aumentar o poder de barganha dos chefes no processo de decisão intrafamiliar sobre a oferta de trabalho dos membros de uma família, impacta positivamente a oferta de trabalho dos cônjuges e diminui a oferta de trabalho dos chefes, o que pode ser uma evidência da validade de modelos coletivos que considerem variáveis de barganha. Cabe dizer, ainda a escolaridade impacta positivamente a oferta de trabalho dos três membros e que, se o domicílio apresenta chefe do sexo masculino, tanto o chefe como o adolescente apresentam maior participação no mercado de trabalho. Esse último resultado pode ser uma evidência de que o adolescente tem maior poder de barganha (no sentido de participar menos de mercado de trabalho e se dedicar mais à escola) se o chefe da família é mulher.

## **7. Conclusões**

Os resultados encontrados no presente trabalho mostram que, depois dos aumentos do SM, há uma diminuição da participação no mercado de trabalho dos adolescentes em 3% e um aumento na oferta de trabalho dos chefes e cônjuges em 1,4% e 4,7%, respectivamente. Verificamos também que a diferença na escolaridade entre chefes e cônjuges impacta positivamente a oferta de trabalho dos cônjuges e diminui a oferta de trabalho dos chefes, ou seja, atua no sentido de aumentar o poder de barganha dos chefes no processo de decisão intrafamiliar sobre a oferta de trabalho. Além disso, se o domicílio apresenta chefe do sexo masculino, o chefe e o adolescente apresentam maior participação no mercado de trabalho.

Os resultados das estimações não são favoráveis ao objetivo do trabalho, já que não são encontrados impactos significativos do SM na oferta de trabalho dos membros das famílias analisadas. Cabe dizer, entretanto, que os resultados são sensíveis à escolha do tipo de oferta de trabalho a ser considerada. No presente trabalho, utilizamos a oferta de trabalho na margem extensiva, participação no mercado de trabalho, já que ainda não estão disponíveis os microdados da PNADC para essa variável. Além disso, a abordagem econométrica utilizada no presente trabalho, com regressões individuais para cada membro da família não é a mais disseminada para os modelos de racionalidade coletiva, os quais são comumente estimados por meio de abordagem estrutural, em que o resultado da decisão de um membro sobre a sua oferta de trabalho entra na equação de decisão dos outros membros. Assim, existe a possibilidade de que alguns refinamentos no artigo possibilitem encontrar resultados significantes para o impacto do SM na oferta de trabalho dos membros de uma família. Esses refinamentos fazem parte da agenda futura do trabalho.

Apesar de não encontrar impactos para o aumento do SM na variável de interesse (participação no mercado de trabalho), os resultados acima permitem inferir sobre a importância da utilização de modelos de racionalidade coletiva na análise da oferta de trabalho dos membros de uma família, na medida em que algumas variáveis impactam de forma diferente a oferta dos adolescentes, dos chefes e cônjuges e esse pode ser um resultado relacionado ao fato de que existe um processo de barganha e decisão intrafamiliar que não deve ser desconsiderado.

## APÊNDICES

Apêndice A1: Perda de observações (atrído) individuais ao longo do painel da PNADC

<b>Atrído entre:</b>	<b>PNADC</b>	<b>Amostra final</b>
1a. e a 2a obs.	8,1%	0,2%
2a. e a 3a obs.	27,0%	-
3a. e a 4a obs.	43,1%	-
4a. e a 5a obs.	58,4%	-

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNADC 2012-2015 (IBGE).

Apêndice A2: Porcentagem de beneficiários potenciais do PBF (por tipo de benefício) e média dos valores dos benefícios imputados

<b>Benefício</b>	<b>% de famílias</b>	<b>Valor médio</b>
Básico	2,71%	R\$ 72,22
Criança	2,93%	R\$ 110,75
Adolescente	4,55%	R\$ 67,89
Nutriz	0,09%	R\$ 33,32
Gestante	0,01%	R\$ 29,36
Superação ext. pobreza	1,49%	R\$ 97,95

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNADC 2012-2015 (IBGE).

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- APPS, P., REES, R. Taxation and the household. *Journal of Public Economics*, n. 35, p. 355–369, 1988.
- BARBOSA, Ana Luiza N. de Holanda; CORSEUIL, Carlos Henrique L. Bolsa Família, escolha ocupacional e informalidade no Brasil. IPEA, Texto para Discussão 1948, Brasília, 2014.
- BECKER, G. A theory of marriage: part II. *Journal of Political Economy*, n. 82, p. S11–S26, 1974.
- BLUNDELL, Richard; MACURDY, Thomas. Labor supply: A review of alternative approaches. *Handbook of labor economics*, v. 3, p. 1559-1695, 1999.
- BROWNING, M. The saving behaviour of a two-person household. *Scandinavian Journal of Economics*, n. 102, p. 235–251, 2000.
- BROWNING, M., BOURGUIGNON, F., CHIAPPORI, P., LECHENE, V. Income and outcomes: a structural model of intrahousehold allocation. *Journal of Political Economy*, n. 102, p. 1067–1096, 1994.
- BROWNING, M., CHIAPPORI, P. Efficient intra-household allocations: a general characterization and empirical tests. *Econometrica*, n. 66, p. 1241–1278, 1998.
- CARD, David; KRUEGER, Alan B. Time-series minimum-wage studies: a meta-analysis. *The American Economic Review*, p. 238-243, 1995.
- CHIAPPORI, P. Rational household labor supply. *Econometrica*, n. 56, p. 63–89, 1988.
- CORSEUIL, Carlos Henrique; SERVO, Luciana. *Salário mínimo e bem-estar social no Brasil: uma resenha da literatura*, IPEA, Texto para Discussão 880, Brasília, 2002.
- FAJNZYLBER, Pablo. Minimum wage effects throughout the wage distribution: evidence from Brazil's formal and informal sectors. *Anais do XXIX Encontro Nacional de Economia*, n. 098, 2001.
- FERNANDES, Maurício Machado; SCORZAFAVE, Luiz Guilherme. Estimação da oferta de trabalho com modelos de racionalidade coletiva: uma aplicação para o Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 39, n. 2, 2009.
- FERRO, A. R.; NICOLLELA, A. C. The impact of cash transfer programs on household work decisions in Brazil. *IZA/World Bank Conference on Employment and Development*, 2007. Disponível em: [http://www.iza.org/conference\\_files/worldb2007/ferro\\_a3468.pdf](http://www.iza.org/conference_files/worldb2007/ferro_a3468.pdf).
- FIRPO, Sergio; REIS, Maurício Cortez. O salário mínimo ea queda recente da desigualdade no Brasil. *Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente*, v. 2, 2007.

FOGUEL, M. N.; CORSEUIL, C. H.; BARROS, R. P. D.; LEITE, P. G. Uma avaliação dos impactos do salário mínimo sobre o nível de pobreza metropolitana no Brasil. IPEA, Texto para Discussão 739, Brasília, 2000.

FOGUEL, M. N. *Diferenças em Diferenças*. In: FILHO, Naercio Menezes (Org.). Avaliação Econômica de Projetos Sociais. São Paulo: Dinâmica Gráfica e Editora, 2012. Cap. 4. p. 69-84.

GRLICHES, Zvi. "Comment" em T. W. Schultz (ed.), *Economics of the Family*, Chicago: University of Chicago Press, p. 546-548, 1974.

KOMATSU, Bruno K., MENEZES FILHO, Naercio A. *Efeitos do Salário Mínimo sobre a Desigualdade no Brasil* (forthcoming), 2015.

LEMONS, Sara. Minimum wage effects on wages, employment and prices: implications for poverty alleviation in Brazil. University of Leicester, 2005.

LEMONS, Sara. Anticipated effects of the minimum wage on prices. *Applied Economics*, v. 38, n. 3, p. 325-337, 2006.

LUNDBERG, S., POLLAK, R., WALES, T. Do husbands and wives pool their resources? Evidence from the U.K. child benefit. *Journal of Human Resources*, n. 32, p. 463-480, 1997.

MACIEL, M. C. A divisão do trabalho doméstico e a oferta de trabalho dos casais no Brasil. Universidade Federal de Pernambuco. 2008. Disponível em: <http://repositorio.ufpe.br/handle/123456789/3719>.

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

MARINHO, E. L. L.; MENDES, S. Os impactos das transferências de renda governamentais no mercado de trabalho brasileiro. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 39. Anais. Foz do Iguaçu: ANPEC, 2011.

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

NERLOVE, Marc. *Toward a New Theory of Population and Economic Growth* em T. W. Schultz (ed.), *Economics of the Family*, Chicago: University of Chicago Press, p. 527-545, 1974.

OLIVEIRA, A. M. H. et al. The first results of the baseline impact evaluation of Bolsa Família. Evaluation of MDS' Programs and Policies—Results. Brasília: SAGI/MDS, Brasília, 2007.

PEDROZO, E. Efeitos de elegibilidade e condicionalidade do Programa Bolsa Família sobre a alocação de tempo dos membros do domicílio. 2010. Tese de Doutorado. PhD Thesis. São Paulo, Escola de Economia de São Paulo.

PHIPPS, S., BURTON, P. Collective models of family behaviour: implications for economic policy. *Canadian Public Policy — Analyse de Politiques*, n. 22, p. 129-143, 1996.

POLLAK, R. Price dependent preferences. *American Economic Review*, 67, 64-75, 1977.

RIBAS, Rafael P.; SOARES, Sergei S. D. O Atrito nas pesquisas longitudinais: o caso da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) do IBGE. Rio de Janeiro, Ago. 2008 (Texto para discussão n° 1347).

SABOIA, João. Efeitos do salário mínimo sobre a distribuição de renda no Brasil no período 1995/2005—Resultados de simulações. *Econômica*, v. 9, n. 2, p. 270-296, 2007.

SAGI, 2012. Avaliação de Impacto do Bolsa Família – 2ª Rodada (AIBF II). Brasília, Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome (MDS).

SAMUELSON, P. Social indifference curves, *Quarterly Journal of Economics*, n. 70, p. 1-22, 1956.

SILVEIRA, Fernando Gaiger; CAMPOLINA, Bernardo; HORN, Ross van. Impactos do Programa Bolsa Família na alocação do tempo entre escola e trabalho de crianças e adolescentes de 10 a 18 anos. In: CAMPOLINA, Tereza; SOUSA, M. F. Diferenciais de inserção no mercado de trabalho entre beneficiários e não beneficiários do Programa Bolsa Família no Censo Demográfico 2010. Estudo Técnico SAGI, Brasília, n. 4, 2012.

SOUZA, Pedro Herculano Guimarães Ferreira de; OSORIO, Rafael Guerreiro. O perfil da pobreza no Brasil e suas mudanças entre 2003 e 2011. In: CAMPOLINA, Tereza; NERI, Marcelo Cortês (Org.). Bolsa Família: uma década de inclusão e cidadania. Brasília: Ipea, 2013. Cap. 8. p. 139-155.

STRAUSS, J., MWABU, G., BEEGLE, K. Intrahousehold allocations: a review of theories and empirical evidence. *Journal of African Economies*, n. 9, AERC Supplement 1, p. 83-143, 2000.

TAVARES, Priscilla Albuquerque. Efeito do Programa Bolsa Família sobre a oferta de trabalho das mães. ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 36, 2008.

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

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. 2. ed. Cambridge: The MIT Press, 2002. cap. 4, p. 560-571.