

Custo de Bem-Estar da Incerteza Macroeconômica na América Latina*

GABRIEL T. COUTO[†]
FÁBIO A. R. GOMES[‡]

Sumário: 1. Introdução; 2. Custo das flutuações econômicas; 3. Dados; 4. Propriedades estatísticas do consumo; 5. Resultados; 6. Considerações finais.

Palavras-chave: Bem-Estar, Incerteza Macroeconômica, Aversão ao Risco, América Latina.

Códigos JEL: C26, D91, E21.

Uma vez que os consumidores são avessos ao risco, mudanças inesperadas na trajetória do consumo geram perdas de bem-estar, o que torna relevante o cálculo dos custos associados à incerteza macroeconômica para quaisquer países. No entanto, há na literatura um foco em países desenvolvidos, a despeito de os países em desenvolvimento apresentarem maior volatilidade de renda e de consumo. Por esta razão, este artigo investiga os custos de bem-estar da incerteza macroeconômica em uma amostra composta por 17 países da América Latina. Ao estimar processos estocásticos de consumo específicos para cada um desses países, os resultados apontam que o custo de bem-estar da incerteza macroeconômica é consideravelmente maior nos países da América Latina do que nos Estados Unidos. Isto sugere que os países desse bloco poderiam ter ganhos de bem-estar substanciais se fossem implementadas políticas econômicas capazes de mitigar tais incertezas. Entretanto, isto não implica que as políticas econômicas vigentes devam ser intensificadas, pois, caso estas políticas sejam inapropriadas, é possível que custo de bem-estar da incerteza seja amplificado.

Since consumers are risk averse, unexpected changes in the consumption path lead to welfare losses, which makes the calculation of the costs associated with macroeconomic uncertainty for any countries important. However, there is a focus on developed countries in the literature, despite the fact that developing countries show greater volatility of income and consumption. For this reason, this article investigates the welfare costs of macroeconomic uncertainty in a sample composed of 17 Latin American countries. When estimating specific stochastic consumption processes for each of these countries, the results indicate that the welfare cost of macroeconomic uncertainty is considerably higher in Latin America than in the United States. This suggests that countries in this block could have substantial welfare gains if economic policies were implemented to mitigate such uncertainties. However, this does not imply that existing economic policies should be intensified, because if these policies turn out to be inappropriate, the welfare cost of uncertainty can be amplified.

*Os autores agradecem Carlos Saiani, Cleomar Gomes, Jefferson Bertolai, Luciano Nakabashi e aos pareceristas anônimos pelos comentários e sugestões. Fábio Gomes agradece ao CNPq pelo financiamento parcial desta pesquisa.

[†]Faculdade de Economia Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo (FEA-RP/USP). Avenida dos Bandeirantes 3900, Monte Alegre, Ribeirão Preto, SP, Brasil. CEP 14040-905. Email: gabriel.couto@usp.br

[‡]FEA-RP/USP. Email: fabiogomes@fearp.usp.br



1. INTRODUÇÃO

Uma vez que os consumidores são avessos ao risco, choques (inesperados) que afetam a trajetória do consumo causam perda de bem-estar, o que significa que os formuladores de políticas econômicas deveriam se preocupar com as flutuações econômicas. No entanto, isso não implica que as políticas contracíclicas em vigor devam ser necessariamente intensificadas ou que novas políticas dessa natureza devam ser estabelecidas. Para avaliar tais questões é imperativo estimar o custo de bem-estar devido aos ciclos econômicos. Se tais custos são diminutos, não seria ótimo intensificar as políticas contracíclicas, especialmente quando há custos para implementá-las.

Em um trabalho seminal, Lucas (1987) investiga os custos das flutuações econômicas para o caso norte-americano por meio de um arcabouço composto pelas seguintes hipóteses: i) as preferências da sociedade podem ser representadas pela função de bem-estar de um consumidor representativo; ii) este consumidor tem preferências representadas pela função utilidade CRRA, sendo dependente apenas da sequência de consumo;¹ iii) o consumo é descrito por um processo estocástico composto por uma tendência linear e choques cuja distribuição é Normal, não havendo correlação serial. Assim, assumindo-se que a aversão relativa ao risco é igual a 1, Lucas conclui que tal consumidor sacrificaria no máximo um décimo de um por cento do seu nível de consumo, ao longo de toda vida, para eliminar toda a incerteza macroeconômica.

O processo estocástico assumido por Lucas (1987) implica que os choques que afetam o consumo são transitórios, não havendo qualquer persistência no processo de consumo. Além disso, como há apenas este tipo de choque, eliminá-los implica que toda incerteza macroeconômica é expurgada da série de consumo. Por esta razão, em conformidade com Guillén, Issler & Franco-Neto (2014), usamos o termo custo de bem-estar da incerteza macroeconômica, ao invés da expressão usual custo de bem-estar dos ciclos econômicos. Como as políticas econômicas não são capazes de mitigar todos os choques que afetam a economia, o método proposto por Lucas (1987) pode ser visto como uma abordagem que estima o limite superior dos ganhos de bem-estar de tais políticas (Krusell & Smith, 1999). De todo modo, os custos de bem-estar ínfimos obtidos por Lucas (1987) subsidiariam a conclusão de que o governo não deveria elaborar políticas adicionais para reduzir à incerteza associada aos ciclos de negócios. No entanto, trabalhos subsequentes levantam dúvidas sobre as hipóteses que sustentam os resultados de Lucas (1987). Em particular, questiona-se a adoção da utilidade CRRA e a caracterização do consumo como um processo estacionário em torno de uma tendência linear.

Obstfeld (1994) adota especificações alternativas tanto para as preferências do consumidor representativo quanto para o processo estocástico do consumo. Em particular, o autor investiga o caso no qual as preferências do consumidor são recursivas, a la Epstein & Zin (1989) e Weil (1990), e o consumo é descrito por um passeio aleatório.² Segundo Pemberton (1996), preferências recursivas exibem aversão ao risco de primeira-ordem e isso pode acarretar elevados custos de bem-estar das flutuações econômicas. Ademais, um passeio aleatório é um processo integrado de ordem um, sendo composto por choques permanentes, ao invés de choques transitórios. Não por acaso, Obstfeld (1994) encontra custos de bem-estar superiores àqueles identificados por Lucas (1987). Dolmas (1998), Otrok (2001) e Tallarini (2000) também adotam preferências recursivas, identificando custos de bem-estar da incerteza macroeconômica superiores aos de Lucas (1987), especialmente quando o consumo é descrito por um processo integrado de primeira ordem.

Finalmente, há na literatura algum esforço para averiguar se os custos de bem-estar das flutuações econômicas em outros países seriam similares àqueles obtidos para os Estados Unidos. De fato,

¹O termo CRRA refere-se a *constant-relative-risk-aversion*. Esta utilidade apresenta coeficiente de aversão relativa ao risco, $-u''(C)C/u'(C)$, constante.

²Como no caso de Lucas (1987), há somente um tipo de choque que, uma vez eliminado, expurga toda incerteza macroeconômica. Como nosso objetivo é comparar os resultados de os países da América Latina com aqueles usualmente obtidos para os Estados Unidos, calculamos o custo de bem-estar da incerteza macroeconômica, ou seja, empregamos essa abordagem tradicional.

como os países em desenvolvimento experimentam mais oscilações do que os países desenvolvidos, analisar países do primeiro grupo deveria ser a prioridade. Uma exceção é o estudo de Pallage & Robe (2003) sobre países africanos que, como esperado, identifica elevados custos de bem-estar das flutuações econômicas. Nesta perspectiva, nosso trabalho analisa um grupo de países da América Latina. Enquanto diversos países africanos são marcados por conflitos étnicos, na América Latina observam-se incertezas relacionadas diretamente a fatores econômicos. Diversos países da região experimentaram nas décadas de 1980 e de 1990 o fenômeno da hiperinflação, aliado as crises de dívida e de balanço de pagamentos. De fato, Bulmer-Thomas (2003) aponta que tais fatores geraram grandes oscilações nessas economias. Naturalmente, tais oscilações aumentam a incerteza macroeconômica e, conseqüentemente, o custo de bem-estar dela proveniente.

Por meio de um exercício simples, ilustramos como o consumo per capita de países da América Latina apresenta elevada volatilidade, especialmente em comparação a países desenvolvidos. Aplicando ora a tendência linear ora o filtro Hodrick–Prescott para o logaritmo do consumo real per capita construímos duas estimativas para o componente cíclico do consumo para Argentina, Brasil, Chile, Alemanha, Estados Unidos e Reino Unido, no período de 1955 a 2011.³ A Tabela 1 apresenta o desvio-padrão de cada uma das medidas do componente cíclico do consumo como proporção do desvio-padrão do respectivo ciclo dos Estados Unidos. Os resultados indicam claramente que, na amostra selecionada, os países latino-americanos possuem oscilações mais pronunciadas do que os países desenvolvidos. Por exemplo, utilizando a tendência linear, em conformidade com o arcabouço de Lucas (1987), conclui-se que a volatilidade do Brasil é quase cinco vezes a dos Estados Unidos. No caso da Argentina e do Chile a volatilidade é ainda maior.

Para investigar os custos da incerteza macroeconômica em países da América Latina, além da abordagem de Lucas (1987), empregamos a abordagem estatística proposta por Reis (2009). Neste caso, estima-se um processo ARIMA específico para cada país ao invés de impor um processo particular e idêntico para todos países.⁴ Assim, não assumimos *a priori* que o consumo seja integrado de ordem zero ou um passeio aleatório como feito, respectivamente, por Lucas (1987) e Obstfeld (1994). Quanto às preferências do consumidor, contribuições como as de Obstfeld (1994), Dolmas (1998) e Reis (2009)

Tabela 1. Análise da volatilidade do componente cíclico do consumo em países selecionados – Período: 1955 a 2011.

País	Desvio-Padrão do componente cíclico do consumo como proporção do desvio-padrão do ciclo norte americano	
	Método	
	<i>Tendência linear</i>	<i>Filtro HP</i>
Argentina	6,06	4,36
Chile	5,71	4,19
Brasil	4,85	2,25
Alemanha	3,13	1,52
Reino Unido	2,41	1,69
Estados Unidos	1,00	1,00

Nota: Consumo refere-se ao logaritmo do consumo real per capita em dólares internacionais construído com base na *Penn World Table 8.0*. Filtro HP refere-se ao filtro Hodrick–Prescott.

³Os dados são provenientes da *Penn World Table 8.0*, conforme detalhado na seção 3. Para detalhes sobre o filtro Hodrick–Prescott veja Hodrick & Prescott (1997).

⁴Naturalmente, caso os testes de raiz unitária indiquem que a série do logaritmo do consumo em questão é integrada de ordem zero, basta estimar um modelo ARMA.



indicam que o custo de bem-estar das flutuações econômicas pode variar de maneira substancial de acordo com a função utilidade assumida. De fato, como argumentado por Otrok (2001), por meio da escolha de uma preferência apropriada, é possível fazer com que tais custos sejam tão grandes quanto se queira. Para evitar tal crítica, adotamos, em linha com Guillén et al. (2014), a função utilidade CRRA. Adicionalmente, esta opção permite que nossos resultados sejam comparados à maior parte da literatura, inclusive ao trabalho de Lucas (1987). Portanto, utilizando uma função utilidade padrão, investigamos os custos de bem-estar da incerteza macroeconômica em países latino-americanos por meio da abordagem de Lucas (1987) e da metodologia estatística proposta por Reis (2009) que leva em conta as especificidades das séries temporais de consumo de cada país.

Os resultados indicam que, ao se utilizar a metodologia proposta por Lucas (1987), os países latino-americanos apresentam custos de bem-estar oriundos da incerteza macroeconômica superiores aos dos Estados Unidos, porém, ainda pequenos. Entretanto, há evidência de que as séries de consumo possuem uma raiz unitária, não sendo estacionárias em torno de uma tendência linear. E, ao estimar processos ARMA para a primeira diferença do consumo, obtém-se estimativas elevadas do custo de bem-estar da incerteza macroeconômica. Portanto, ao levar em conta a persistência das séries de consumo, tais custos elevam-se de maneira substancial. Esses resultados sugerem que os países analisados da América Latina poderiam ter ganhos de bem-estar substanciais se fossem implementadas políticas econômicas capazes de mitigar a incerteza macroeconômica.

É importante ressaltar que não avaliamos quais políticas econômicas tem eficácia em eliminar a incerteza macroeconômica. Portanto, não se conclui dos nossos resultados que as políticas em vigor devam ser intensificadas. De fato, políticas mal concebidas ou mal implementadas podem ter efeito contrário ao desejado, ampliando a incerteza ao invés de reduzi-la. De todo modo, é importante destacar que existem evidências de restrições ao crédito em países da América Latina, conforme atestado por Gomes & Paz (2010). Neste caso, o consumo depende basicamente da renda corrente e, portanto, os consumidores estão mais sujeitos aos choques de renda. Isto significa que uma maior oferta do crédito teria elevado potencial para reduzir os custos de bem-estar devidos à incerteza macroeconômica. Nesta perspectiva, é possível que reformas estruturais tenham maior potencial para mitigar as incertezas com as quais os consumidores se deparam, do que políticas tradicionais de curto prazo.

Este artigo é organizado da seguinte forma, além desta introdução. A seção 2 apresenta brevemente trabalhos que se dedicaram ao tema, com especial ênfase no cálculo do custo de bem-estar da incerteza macroeconômica. A seção 3 descreve a base de dados. A seção 4 explora as propriedades estatísticas das séries temporais de consumo. Os resultados são apresentados na seção 5. As considerações finais são expostas na seção 6.

2. CUSTO DAS FLUTUAÇÕES ECONÔMICAS

O trabalho pioneiro de Lucas (1987) investiga o custo de bem-estar da incerteza macroeconômica considerando um agente representativo que vive infinitos períodos, cujo bem-estar depende da sequência de consumo $\{C_t\}_{t=0}^{\infty}$, como segue:

$$U(\{C_t\}_{t=0}^{\infty}) = \mathbb{E}_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(C_t), \quad (1)$$

em que $u(\cdot)$ é a utilidade instantânea, C_t é o consumo no período t , $\beta \in (0,1)$ é o parâmetro que representa o fator subjetivo de desconto intertemporal e $\mathbb{E}_t[\cdot]$ é o operador esperança condicional à informação disponível no período t .

A sequência de consumo $\{C_t\}_{t=0}^{\infty}$ é estocástica, mas considere que seja possível construir uma sequência de consumo suavizada, $\{\bar{C}_t\}_{t=0}^{\infty}$, que expurga toda a incerteza da sequência original. Por

exemplo, para cada período t , \bar{C}_t pode ser definido como o valor esperado de C_t . Assim, por construção, as duas variáveis têm o mesmo valor esperado e, desde que os consumidores sejam avessos ao risco, a sequência de consumo suavizada é preferida à sequência de consumo original. Neste arcabouço, Lucas (1987) define o custo do bem-estar da incerteza macroeconômica como o escalar (positivo) λ que resolve a seguinte equação:

$$\mathbb{E}_0 \left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u((1+\lambda)C_t) \right] = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(\bar{C}_t). \quad (2)$$

Dessa forma o parâmetro λ mede a compensação necessária para que o consumidor fique indiferente entre as sequências de consumo $\{(1+\lambda)C_t\}_{t=0}^{\infty}$ e $\{\bar{C}_t\}_{t=0}^{\infty}$. Portanto, λ pode ser interpretado como o custo, em termos de bem-estar, de toda a incerteza presente na sequência de consumo original.

Para calcular λ efetivamente, é necessário especificar uma função utilidade e um processo estocástico para o consumo. O cálculo do valor esperado do consumo depende desse processo, e uma vez calculado \bar{C}_t , λ passa a depender apenas da escolha da função utilidade instantânea, conforme a equação (2). Lucas (1987) assume que o consumidor representativo tem preferências representadas pela função utilidade CRRA, assim descrita:

$$u(c_t) = \begin{cases} C_t^{1-\gamma}/(1-\gamma) & \text{se } \gamma > 0, \gamma \neq 1, \\ \ln(C_t) & \text{se } \gamma = 1, \end{cases} \quad (3)$$

em que γ é o coeficiente de aversão relativa ao risco. Conforme a expressão (3), se tal coeficiente é unitário, a função utilidade especializa-se para o caso logarítmico.

Quanto ao processo do consumo, Lucas (1987) assume que o logaritmo do consumo é dado por um processo estacionário em torno de uma tendência linear, como segue:

$$C_t = \alpha_0(1 + \alpha_1)^t e^{-0,5\sigma_\varepsilon^2} z_t, \quad (4)$$

em que α_0 e α_1 são parâmetros; o termo $e^{-0,5\sigma_\varepsilon^2}$ constitui apenas uma reparametrização; e $z_t \equiv e^{\varepsilon_t}$, sendo ε_t uma variável aleatória cuja distribuição é normal com média zero e variância σ_ε^2 , isto é, $\varepsilon_t \stackrel{iid}{\sim} \mathcal{N}(0, \sigma_\varepsilon^2)$. Portanto, o consumo esperado é dado por

$$\bar{C}_t = \mathbb{E}[C_t] = \alpha_0(1 + \alpha_1)^t, \quad (5)$$

uma vez que $\mathbb{E}[e^{-0,5\sigma_\varepsilon^2} z_t] = 1$.⁵

Portanto, toda a incerteza do consumo foi eliminada e o processo \bar{C}_t é determinístico. Por esta razão, em conformidade com Guillén et al. (2014), dizemos que toda a incerteza macroeconômica é eliminada, em vez de considerar que somente a incerteza relacionada ao ciclo de negócios foi expurgada do processo original de consumo.

Uma vez especificada uma função utilidade instantânea e o processo de consumo — e, por conseguinte, a versão suavizada do consumo —, Lucas (1987) resolve a equação (2), obtendo a seguinte expressão para o parâmetro λ :

$$\lambda = \text{Exp} \left\{ \frac{\gamma}{2} \sigma_\varepsilon^2 \right\} - 1. \quad (6)$$

Como esperado, o custo da incerteza macroeconômica é diretamente proporcional ao coeficiente de aversão relativa ao risco, γ , e a instabilidade do consumo medida pela variância dos choques ε_t , σ_ε^2 .

⁵Utiliza-se a seguinte propriedade de variáveis cuja distribuição é log-normal: $\mathbb{E}[X] = \text{Exp}\{\mathbb{E}[x] + 0,5 \text{Var}(x)\}$, em que $x \equiv \ln X$ e $x \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$.



Para implementar esta metodologia para qualquer país é necessário estimar a variância σ_ε^2 e definir valores para γ . A especificação estimada do processo de consumo é obtida tomando-se o logaritmo da expressão (4), de modo que

$$c_t = \pi_0 + \pi_1 t + \varepsilon_t, \quad (7)$$

em que $c_t = \ln(C_t)$; $\pi_0 \equiv \ln(\alpha_0) - 0,5\sigma_\varepsilon^2$; e $\pi_1 \equiv \ln(1 + \alpha_1)$. Portanto, estimando-se o modelo (7) por meio do método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), a estimativa da variância é dada por $\hat{\sigma}_\varepsilon^2 = \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^2 / (T - 2)$, em que $\hat{\varepsilon}_t$, $t = 1, \dots, T$, são os resíduos.

Usando este arcabouço e assumindo que o coeficiente de aversão relativa ao risco é igual a 1, Lucas (1987) conclui que o consumidor representativo norte-americano sacrificaria, no máximo, um décimo de um por cento do seu nível de consumo ao longo de toda vida para eliminar toda a incerteza macroeconômica. Mesmo considerando valores mais elevados para o coeficiente de aversão relativa ao risco, o método proposto por Lucas (1987) acarreta custos da incerteza macroeconômica da ordem de 0,5% do consumo, valor considerado irrisório. Dessa forma, embora tal método possa superestimar o custo de bem-estar dos ciclos econômicos, uma vez que não seria possível eliminar toda incerteza macroeconômica, Lucas (1987) conclui que políticas econômicas de estabilização adicionais trariam pouco benefício no caso norte-americano.

O resultado inesperado obtido por Lucas (1987) suscitou uma série de artigos que questionam as hipóteses assumidas em tal trabalho. Por exemplo, ao invés de assumir que o consumo é estacionário em torno de uma tendência linear, Obstfeld (1994) assume que o consumo é descrito por um passeio aleatório, em conformidade com Hall (1978). Isto implica que o consumo possui uma raiz unitária, sendo caracterizado por choques permanentes e cumulativos ao longo do tempo. Dessa forma, há maior incerteza sobre o consumo. Obstfeld (1994) considera ainda uma utilidade recursiva para representar as preferências dos agentes, conforme proposto por Epstein & Zin (1989) e Weil (1990). Apesar de encontrar estimativas maiores do que as de Lucas (1987) para o custo da incerteza macroeconômica nos Estados Unidos, a conclusão ainda é de que estes valores são relativamente baixos frente ao nível do consumo per capita. No entanto, Obstfeld (1994) faz uma importante observação sobre a possibilidade de se obterem resultados diferentes caso fossem estudados países em desenvolvimento:

Although this paper's empirical focus is the Lucas example, it obviously would be misleading to assess the potential benefits of consumption stabilization on the basis of United States data alone. As I note below, application of this paper's framework to other countries yields many instances, especially in the developing world, of much higher variability costs than those found for the United States. (Obstfeld, 1994, pp.1472–1473)

Dentre suas contribuições, Reis (2009) propõe uma abordagem para estimar o custo da incerteza macroeconômica a partir de séries de consumo $I(1)$. Neste caso, a primeira diferença do consumo é $I(0)$ e, segundo o Teorema de Wold, tal variável pode ser representada por um processo $MA(\infty)$, como segue:

$$\Delta c_t = \text{parte determinista} + A(L)u_t, \quad (8)$$

em que $A(L) = \sum_{i=0}^{\infty} a_i L^i$, com $a_0 = 1$ e $\sum_{i=0}^{\infty} a_i^2 < \infty$; u_t tem média nula e variância σ_u^2 . Neste caso, Reis (2009) mostra que o custo da incerteza macroeconômica λ é tal que

$$\ln(1 + \lambda) = \begin{cases} 0,5\sigma_u^2(1 - e^\rho) \left(\sum_{t=1}^{\infty} e^{\rho t} \sum_{j=0}^{t-1} \sum_{i=0}^j a_i^2 \right), & \text{se } \gamma = 1; \\ (\gamma - 1)^{-1} \ln \left[(1 - e^\rho) \left(1 + \sum_{t=1}^{\infty} e^{\rho t} e^{0,5\sigma_u^2 \gamma (\gamma - 1) \sum_{j=0}^{t-1} \sum_{i=0}^j a_i^2} \right) \right], & \text{se } \gamma \neq 1. \end{cases} \quad (9)$$

em que ρ é a taxa de desconto intertemporal.⁶ Para obter os coeficientes do $MA(\infty)$, Reis (2009) estima um modelo $ARMA(p, q)$ de ordens finitas e, posteriormente, realiza a inversão do polinômio da parte auto-regressiva.

É importante destacar que a hipótese de que o consumo é representado por um processo $ARIMA(p, 1, q)$ implica que os choques que afetam o consumo são permanentes. De fato, o passeio aleatório assumido por Obstfeld (1994) corresponde às restrições $p = q = 0$, sendo um caso particular do processo $ARIMA(p, 1, q)$. Reis (2009) utiliza testes de raiz unitária para avaliar a ordem de integração da série de consumo norte-americana, concluindo que o consumo é um processo $I(1)$. Desta forma, o autor emprega critérios de informação para selecionar p e q para a primeira diferença do logaritmo do consumo. Finalmente, ao selecionar um modelo $ARIMA(2, 1, 2)$ e considerar o coeficiente de aversão relativa ao risco igual a 1, Reis (2009) obtém a menor estimativa de λ , igual a 0,3% do consumo per capita. A maior estimativa é 7,4%, obtida quando o modelo escolhido é um $ARIMA(1, 1, 0)$ e o coeficiente de aversão relativa ao risco é igual a 5. Assim, certos cenários culminam em custos superiores àqueles tradicionalmente reportados para os Estados Unidos na literatura.

Apesar de este ser um tema muito explorado na literatura internacional, há um foco claro em países desenvolvidos. Uma exceção é o trabalho de Pallage & Robe (2003) que utiliza três abordagens diferentes para medir o custo de bem-estar das flutuações econômicas em países africanos. A primeira é justamente a proposta por Lucas (1987), enquanto a segunda se baseia nos processos estocásticos de consumo considerados por Obstfeld (1994) e Dolmas (1998). A terceira abordagem migra da utilidade $CRRRA$ para preferências recursivas. A amostra analisada exclui países africanos que passaram por guerra ou que possuíam poucos dados disponíveis e, ainda assim, os resultados de Pallage & Robe (2003) indicam que em todos os países analisados os custos de bem-estar das flutuações econômicas são relevantes. De fato, o custo mediano entre os países africanos analisados é cerca de 10 vezes superior ao dos Estados Unidos.

Finalmente, utilizando dados do Brasil, Issler & Rocha (2000) estimam o custo de bem estar das flutuações por meio de duas abordagens distintas. Na primeira, elimina-se tanto a incerteza dos ciclos quanto da tendência estocástica, enquanto na segunda abordagem é eliminada apenas a variância do componente cíclico do consumo. A primeira abordagem aponta custos cerca de 10 vezes superiores aos encontrados para os Estados Unidos, para certos valores dos parâmetros de preferências. No entanto, Issler & Rocha (2000) argumentam que a segunda abordagem é mais razoável no que diz respeito a capacidade de suavização das políticas econômicas e os custos de bem-estar obtidos por meio dela são inferiores a 0,1% do consumo per capita. Ainda, Barros & Pinho Neto (2016) utilizam dados do Brasil referentes ao período posterior ao Plano Real para calcular o custo de bem-estar das flutuações econômicas de acordo com a metodologia proposta por Reis (2009) e adotada no presente trabalho. Os resultados apontam que este custo é de cerca de 6,48% do consumo per capita, o que, de acordo com os autores, não é um valor negligenciável.

3. DADOS

Para conduzir a investigação sobre os custos de bem-estar da incerteza macroeconômica são extraídos dados de consumo de países latino-americanos da *Penn World Table 8.0* (PWT). As séries de consumo per capita são ajustadas por paridade poder de compra, sendo diretamente comparáveis. Tais séries são construídas por meio das variáveis *cgdpo*, *cshc* e *pop* que referem-se, respectivamente, ao PIB real, ao percentual deste PIB devido ao consumo e a população residente. A frequência dos dados é

⁶Vale notar que neste trabalho todos os cálculos do custo de bem estar da incerteza macroeconômica são feitos de maneira exata, ou seja, primeiramente é calculado $\tilde{\lambda} \equiv \ln(1 + \lambda)$ e, então, é calculado $\lambda = e^{\tilde{\lambda}} - 1$. Este procedimento é importante, uma vez que a aproximação logarítmica $\ln(1 + \lambda) \approx \lambda$ é válida somente para custos de bem-estar pequenos.



anual e a amostra cobre o período de 1951 a 2011.⁷ No total, dos 21 países da América Latina presentes na PWT, 17 têm dados disponíveis neste período, são eles: Argentina, Bolívia, Brasil, Chile, Colômbia, Costa Rica, República Dominicana, Equador, Guatemala, Honduras, México, Panamá, Paraguai, Peru, El Salvador, Uruguai e Venezuela. São extraídos também da PWT dados dos Estados Unidos para realizar a comparação dos custos de bem-estar da incerteza macroeconômica.

Deve-se ressaltar que, diferentemente de Reis (2009), são utilizadas as séries de consumo total, ao invés do consumo de bens não-duráveis. O próprio Reis (2009) ressalta que este tipo de escolha pode elevar as estimativas do custo de bem-estar das flutuações econômicas, uma vez que o consumo total é relativamente mais volátil do que o consumo de bens não-duráveis. No entanto, dada a indisponibilidade de séries de consumo exclusivamente de bens não-duráveis, utilizamos o consumo total, assim como Pallage & Robe (2003). Para mitigar este problema, calculamos o custo da incerteza macroeconômica para os Estados Unidos também com a série de consumo total e comparamos este resultado com os dos demais países.

A Tabela 2 apresenta estatísticas descritivas das séries de consumo total, bem como a estimativa de σ_ε^2 baseada na estimação por MQO do modelo (7). Esta variância é o parâmetro crucial para calcular o custo de bem-estar da incerteza macroeconômica na abordagem de Lucas (1987), conforme equação (6). Vale notar que uma observação é perdida ao ser tomada a primeira diferença do consumo. Além disso, ao estimar os modelos ARMA(p, q) assumimos que $p, q \leq 3$, assim como Reis (2009). Portanto, 4

Tabela 2. Estatística descritiva da taxa de crescimento do consumo e estimativa da variância dos choques de consumo – Período: 1955 a 2011.

País	Taxa de crescimento do consumo		Variância de ε_t σ_ε^2
	Média	Desvio-padrão	
Argentina	0,031	0,079	0,036
Bolívia	0,014	0,045	0,018
Brazil	0,031	0,046	0,023
Chile	0,016	0,068	0,032
Colômbia	0,014	0,033	0,022
Costa Rica	0,014	0,042	0,006
República Dominicana	0,032	0,071	0,012
Equador	0,022	0,035	0,016
Guatemala	0,012	0,020	0,003
Honduras	0,010	0,035	0,003
México	0,015	0,042	0,012
Panamá	0,022	0,074	0,008
Paraguai	0,020	0,053	0,022
Peru	0,022	0,050	0,007
El Salvador	0,011	0,045	0,021
Uruguai	0,008	0,062	0,016
Venezuela	0,018	0,075	0,035
Estados Unidos	0,022	0,018	0,001

Nota: A taxa de crescimento do consumo é calculada como $\Delta \ln C_t$. Por exemplo, no caso da Argentina a média desta taxa é 0,031, o que significa uma taxa de crescimento média de 3,1% ao ano. A estimativa da variância, σ_ε^2 , é obtida via estimação do modelo (7) por MQO, em conformidade com a abordagem de Lucas (1987) para o cálculo do custo de bem-estar da incerteza macroeconômica.

⁷ Alguns dos países possuem séries que se iniciam em 1950, enquanto outros possuem séries iniciadas em 1951. A fim de padronizar a amostra, todas as séries referem-se ao período 1951–2011.

observações são reservadas, de modo que as estatísticas descritivas bem como a estimação de todos os modelos econométricos referem-se ao período de 1955 a 2011.

Como observado na Tabela 2, a média da taxa de crescimento do consumo, no período sob análise, varia de 0,8% a 3,2% entre os países da América Latina. No caso norte-americano esta taxa é de 2,2%, em média. O desvio-padrão da taxa de crescimento do consumo é menor nos Estados Unidos do que em qualquer outro país considerado. Quanto à variância σ_ε^2 , em média, os países latino americanos tem uma estimativa 23 vezes maior do que a dos Estados Unidos. Isso indica que a incerteza macroeconômica é muito mais exarcebada nesse bloco de países do que na economia norte-americana.

4. PROPRIEDADES ESTATÍSTICAS DO CONSUMO

A ordem de integração das séries de consumo de cada país é investigada por meio dos seguintes testes de raiz unitária:

- (i) Dickey–Fuller aumentado, ADF, proposto por Dickey & Fuller (1979);
- (ii) Phillips–Perron, proposto por Phillips & Perron (1988);
- (iii) Ng–Perron desenvolvido por Perron & Ng (1996) e que possui três estatísticas de teste.⁸

Inicialmente, todas as especificações incluem uma constante e uma tendência linear como componentes determinísticos. No entanto, nos casos nos quais a tendência linear não é relevante, a 5% de significância, este componente é excluído. Os resultados dos testes de raiz unitária são apresentados na Tabela 3.⁹ Os testes mostram que existe forte evidência de presença de raiz unitária nas séries de consumo. Apenas as estatísticas relativas ao teste Ng–Perron para o Equador apontam rejeição da hipótese nula de raiz unitária à 5% de significância. No entanto, os demais testes indicam a não rejeição da hipótese nula. Neste sentido, de um modo geral, há evidência de que o modelo (7) proposto por Lucas (1987) é inadequado.

Havendo evidência à favor da hipótese de raiz unitária nas séries do logaritmo do consumo, aplicamos os testes de raiz unitária à primeira diferença de tais séries. Caso não haja indícios de raiz unitária na primeira diferença, conclui-se que as séries do logaritmo do consumo são integradas de ordem um, sendo apropriado realizar a estimação de modelos $ARIMA(p, 1, q)$. Ao realizar os testes de raiz unitária novamente, a parte determinista inclui apenas a constante, uma vez que as séries já foram diferenciadas. Os resultados destes testes são reportados na Tabela 4. A grande maioria dos países mostra rejeição da hipótese nula de raiz unitária em todos os testes. As exceções são a Colômbia, que não tem a hipótese nula rejeitada apenas no teste ADF, e o Equador, que não apresenta rejeição da hipótese nula nos testes ADF e Ng–Perron. Dessa forma, para a grande maioria dos países há evidência de que a primeira diferença do logaritmo do consumo é integrada de ordem zero. Portanto, de acordo com os resultados dos testes de raiz unitária, a série do logaritmo do consumo é, via de regra, caracterizada como integrada de ordem um.

Com o objetivo de escrutinar as propriedades estatísticas das séries de consumo, como feito por Reis (2009), estimamos um modelo $MA(1)$ para a primeira diferença do consumo, como segue:

$$\Delta c_t = \mu + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1}. \quad (10)$$

A motivação para tanto é simples. Caso $\theta_1 = 0$, temos um passeio aleatório, como proposto por Hall (1978). Por outro lado, se $\theta_1 = 1$, os polinômios de defasagens da parte auto-regressiva e da parte de

⁸As estatísticas foram desenvolvidas com o objetivo de minimizar o problema de tamanho apresentado pelos testes ADF e Phillips–Perron quando as raízes se encontram próximas ao círculo unitário. Vale notar que a estatística MZt é uma modificação da estatística do teste Phillips–Perron.

⁹Dependendo do teste, alguns valores críticos se alteram entre países. No entanto, as diferenças são irrisórias. Na forma como foram reportados na Tabela 3, considerando apenas duas casas decimais, os valores diferem por, no máximo, 0,01, o que não impacta as decisões de rejeitar ou não a hipótese nula para os níveis de significância propostos.

**Tabela 3.** Testes de raiz unitária para as séries de logaritmo do consumo per capita – Período: 1955 a 2011.

País	ADF	Phillips-Perron	Ng-Perron		
	Estatística	Estatística	<i>MZt</i>	<i>MSB</i>	<i>Mpt</i>
Argentina	-1,16	-1,05	-1,65	0,23	13,23
Bolívia	-0,51	-0,61	-0,65	0,37	32,46
Brasil	-1,30	-1,79	-1,47	0,26	15,69
Chile	-0,34	0,15	-1,39	0,24	15,05
Colômbia	-2,31	-1,57	-2,76	0,18	6,00
Costa Rica	-1,92	-1,56	-2,21	0,19	8,85
República Dominicana	0,89	0,89	0,12	0,36	39,70
Equador	-1,51	0,06	-8,80*	0,06*	0,82*
Guatemala	-2,17	-1,97	-2,31	0,21	8,46
Honduras	-1,67	-1,71	-1,52	0,27	15,74
México	-2,40	-1,98	-2,44	0,20	7,64
Panamá	-2,13	-1,77	-2,12	0,19	9,31
Paraguai	0,91	0,96	-1,23	0,24	16,51
Peru	-2,46	-2,65	-1,94	0,24	11,46
El Salvador	-1,75	-1,41	-1,84	0,25	12,62
Uruguai	-1,25	-1,09	-1,70	0,20	11,86
Venezuela	-1,62	-1,27	-1,93	0,23	11,08
Estados Unidos	-2,08	-2,01	-1,42	0,34	21,38
Valor crítico (5%)	-3,49	-3,49	-2,91	0,17	5,48

Nota: * indica rejeição da hipótese nula a 5% de significância.

Tabela 4. Testes de raiz unitária para a primeira diferença das séries do logaritmo do consumo per capita – Período: 1955 a 2011.

País	ADF	Phillips-Perron	Ng-Perron		
	Estatística	Estatística	<i>MZt</i>	<i>MSB</i>	<i>Mpt</i>
Argentina	-4,33*	-4,32*	-3,17*	0,14*	1,62*
Bolívia	-3,13*	-5,17*	-2,17*	0,21*	2,80*
Brasil	-6,17*	-6,17*	-3,63*	0,14*	1,01*
Chile	-4,48*	-4,47*	-2,98*	0,15*	1,86*
Colômbia	-2,52	-4,22*	-2,16*	0,21*	2,85*
Costa Rica	-5,40*	-5,40*	-3,51*	0,14*	1,04*
República Dominicana	-5,68*	-5,68*	-3,50*	0,14*	1,06*
Equador	-1,63	-4,82*	-1,25	0,30	6,17
Guatemala	-4,78*	-4,76*	-2,32*	0,21*	2,38*
Honduras	-7,23*	-7,23*	-3,73*	0,13*	0,90*
México	-5,03*	-4,92*	-3,46*	0,14*	1,06*
Panamá	-9,57*	-9,92*	-3,63*	0,14*	0,93*
Paraguai	-4,22*	-4,08*	-3,18*	0,15*	1,40*
Peru	-8,05*	-8,04*	-3,73*	0,13*	0,90*
El Salvador	-4,73*	-4,76*	-3,38*	0,15*	1,08*
Uruguai	-5,56*	-5,53*	-2,79*	0,16*	1,91*
Venezuela	-4,77*	-4,74*	-3,31*	0,15*	1,12*
Estados Unidos	-5,05*	-4,94*	-3,44*	0,14*	1,06*
Valor crítico (5%)	-2,91	-2,91	-1,98	0,23	3,17

Nota: * indica rejeição da hipótese nula a 5% de significância.

média-móveis tem uma raiz unitária comum que é eliminada, obtendo-se um processo $I(0)$, em linha com a abordagem de Lucas (1987). A Tabela 5 apresenta os resultados da estimação da especificação (10). Além disso, são apresentados os p -valores de dois testes t bicaudais: i) $H_0:\theta_1 = 0$ versus $H_1:\theta_1 \neq 0$; ii) $H_0:\theta_1 = 1$ versus $H_1:\theta_1 \neq 1$. Os resultados indicam que cerca de metade dos países apresenta θ_1 diferente de zero, ao nível de significância de 10%. Portanto, nos demais casos, há indícios de que a representação via passeio aleatório é adequada. Naturalmente, esta conclusão deve ser vista com cuidado, pois confrontou-se o passeio aleatório com o modelo ARIMA(0,1,1). Conclusões diferentes podem ser obtidas para modelos ARIMA mais gerais. Finalmente, há ampla evidência contra a hipótese $\theta_1 = 1$, sendo rejeitada a hipótese de que o consumo é integrado de ordem zero, o que enfraquece a abordagem de Lucas (1987).

Dada a caracterização do consumo como um processo integrado de ordem um, são estimados 16 modelos ARMA(p, q), com $0 \leq p, q \leq 3$, para a primeira diferença da série do logaritmo do consumo de cada um dos países analisados. O melhor modelo para cada país é selecionado por meio do critério de informação bayesiano, considerando apenas os modelos inversíveis.¹⁰ A Tabela 6 apresenta as estimativas dos coeficientes do modelo selecionado para cada país. Nos casos do Brasil, Costa Rica, Honduras, Peru e Venezuela é selecionado o passeio aleatório, em conformidade com os resultados apresentados na Tabela 5. Nos demais casos p e/ou q não são iguais a zero, havendo correlação serial na taxa de crescimento do consumo. Com base nestes resultados é possível empregar a metodologia proposta por Reis (2009) para estimar o custo de bem-estar da incerteza macroeconômica.¹¹

Tabela 5. Hipótese de Lucas versus Hall. Estimação do modelo (10): $c_t - c_{t-1} = \mu + u_t + \theta_1 u_{t-1}$. Amostra: 1955 a 2011.

País	$\hat{\theta}_1$	Erro-padrão de $\hat{\theta}_1$	P-valor do teste bicaudal	
			$H_0:\theta_1 = 0$	$H_0:\theta_1 = 1$
Argentina	0,173	0,133	0,200	0,000
Bolívia	0,111	0,134	0,410	0,000
Brazil	0,037	0,135	0,782	0,000
Chile	0,470***	0,119	0,000	0,000
Colômbia	0,224*	0,132	0,095	0,000
Costa Rica	0,174	0,133	0,195	0,000
República Dominicana	-0,126	0,134	0,349	0,000
Equador	0,343***	0,127	0,009	0,000
Guatemala	0,974***	0,007	0,000	0,001
Honduras	-0,055	0,135	0,686	0,000
México	0,350***	0,127	0,008	0,000
Panamá	-0,458***	0,122	0,000	0,000
Paraguai	0,528***	0,113	0,000	0,000
Peru	-0,114	0,134	0,400	0,000
El Salvador	0,515***	0,122	0,000	0,000
Uruguai	0,179	0,133	0,183	0,000
Venezuela	0,185	0,132	0,168	0,000
Estados Unidos	0,319**	0,126	0,014	0,000

Nota: ***, **, e * indicam significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

¹⁰Por modelo inversível entenda-se modelos cujo polinômio da parte MA apresenta raízes fora do círculo unitário.

¹¹Naturalmente, o modelo ARMA(p, q) selecionado para a taxa de crescimento do consumo implica uma representação ARIMA($p, 1, q$) para a série de logaritmo do consumo.

**Tabela 6.** Coeficientes estimados para o modelo ARMA selecionado em cada país (1955 a 2011).

País	Modelo geral: $\Delta c_t = \mu + \phi_1 \Delta c_{t-1} + \phi_2 \Delta c_{t-2} + \phi_3 \Delta c_{t-3} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \theta_3 \varepsilon_{t-3}$							
	$\hat{\mu}$	$\hat{\phi}_1$	$\hat{\phi}_2$	$\hat{\phi}_3$	$\hat{\theta}_1$	$\hat{\theta}_2$	$\hat{\theta}_3$	$\hat{\sigma}_u^2$
Argentina	0,031 (0,012)	-0,870 (0,124)	-0,537 (0,114)	-	1,274 (0,044)	0,936 (0,035)	-	0,0046
Bolívia	0,021 (0,009)	-0,120 (0,118)	0,764 (0,113)	-	0,276 (0,161)	-0,723 (0,168)	-	0,0014
Brasil	0,031 (0,006)	-	-	-	-	-	-	0,0021
Chile	0,016 (0,012)	-	-	-	0,470 (0,119)	-	-	0,0037
Colômbia	0,016 (0,009)	-	-	-	0,283 (0,129)	0,787 (0,090)	0,370 (0,138)	0,0007
Costa Rica	0,014 (0,006)	-	-	-	-	-	-	0,0018
República Dominicana	0,032 (0,007)	-0,890 (0,143)	0,033 (0,129)	-	1,000 (0,087)	-	-	0,0040
Equador	0,022 (0,007)	0,415 (0,122)	-	-	-	-	-	0,0010
Guatemala	0,013 (0,003)	-0,226 (0,106)	-	-	0,975 (0,009)	-	-	0,0002
Honduras	0,010 (0,005)	-	-	-	-	-	-	0,0012
México	0,015 (0,007)	-	-	-	0,350 (0,127)	-	-	0,0015
Panamá	0,022 (0,005)	0,714 (0,120)	-0,405 (0,147)	-0,484 (0,123)	-1,274 (0,035)	0,938 (0,024)	-	0,0035
Paraguai	0,020 (0,009)	-	-	-	0,528 (0,113)	-	-	0,0022
Peru	0,022 (0,007)	-	-	-	-	-	-	0,0025
El Salvador	0,011 (0,011)	0,513 (0,116)	-	-	-	-	-	0,0015
Uruguai	0,009 (0,011)	0,123 (0,126)	-0,489 (0,120)	-	0,081 (0,039)	0,941 (0,023)	-	0,0028
Venezuela	0,018 (0,010)	-	-	-	-	-	-	0,0056
Estados Unidos	0,022 (0,003)	-	-	-	0,319 (0,126)	-	-	0,0003

Nota: Entre parênteses está o erro-padrão.

5. RESULTADOS

Para estimar o custo de bem-estar da incerteza macroeconômica nos países latino-americanos utilizamos a abordagem de Lucas (1987) e de Reis (2009). No primeiro caso é imposta a mesma forma funcional para o processo de consumo de todos países, enquanto no segundo caso é selecionado, via critérios de informação, um modelo ARIMA específico para a série do logaritmo do consumo de cada país analisado, conforme reportado na Tabela 6. Uma vez feita a estimação dos custos da incerteza macroeconômica por essas abordagens, comparamos os resultados dos países latino-americanos com os obtidos para os Estados Unidos.

Para calcular efetivamente o custo de bem-estar da incerteza macroeconômica resta ainda determinar valores para os parâmetros ρ e γ . Em princípio, seria possível calibrar o parâmetro ρ para cada país. No entanto, a falta de séries comparáveis da taxa de juros para os países selecionados inviabiliza este procedimento. Por este motivo, adotamos os mesmos valores considerados por Reis (2009) para ρ , iguais a 0,01, 0,02 e 0,03. Para o coeficiente de aversão relativa ao risco, γ , são adotados os valores 1, 2 e 3. Apesar de muitos trabalhos utilizarem valores maiores para este parâmetro, na metodologia na qual se estima os modelos ARMA, países com elevada variância (σ_u^2) apresentam divergência no cálculo do custo de bem-estar da incerteza macroeconômica já para $\gamma = 3$, o que impossibilita a obtenção de λ . Este problema seria ainda mais frequente caso fossem adotados valores maiores para γ . De fato, Chetty (2006) estima o valor médio de γ em torno de 1, sendo que seu limite superior estaria ao redor de 2.

Uma vez definido os valores de γ , basta utilizar as estimativas de σ_ε^2 — apresentadas na Tabela 2 — para calcular λ como proposto por Lucas (1987), isto é, conforme a expressão (6). Os resultados são apresentados na Tabela 7. É possível perceber que todos os países latino-americanos analisados apresentam custos de bem-estar superiores aos dos Estados Unidos, porém, ainda assim pequenos. No entanto, existem diferenças consideráveis entre os países do bloco. Mesmo para $\gamma = 1$, Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, Paraguai, El Salvador e Venezuela apresentam λ entre 1% e 2%, enquanto Bolívia, Costa Rica, República Dominicana, Equador, Guatemala, Honduras, México, Panama, Peru e Uruguai tem λ inferior a 1%, que podem ser considerados irrisórios.

Tabela 7. Custo da incerteza macroeconômica. Abordagem de Lucas (1987): equação (6). Período: 1955 a 2011.

País	$\gamma = 1\%$	$\gamma = 2\%$	$\gamma = 3\%$
Argentina	1,82%	3,68%	5,57%
Bolívia	0,92%	1,85%	2,78%
Brasil	1,16%	2,34%	3,53%
Chile	1,62%	3,27%	4,95%
Colômbia	1,09%	2,19%	3,31%
Costa Rica	0,28%	0,57%	0,85%
República Dominicana	0,61%	1,23%	1,85%
Equador	0,79%	1,59%	2,40%
Guatemala	0,15%	0,30%	0,45%
Honduras	0,16%	0,32%	0,48%
México	0,60%	1,20%	1,80%
Panama	0,39%	0,78%	1,17%
Paraguai	1,12%	2,25%	3,39%
Peru	0,37%	0,74%	1,11%
El Salvador	1,03%	2,08%	3,14%
Uruguai	0,82%	1,65%	2,48%
Venezuela	1,75%	3,53%	5,34%
Estados Unidos	0,05%	0,10%	0,15%



Para obter os custos da incerteza macroeconômica, de acordo com a metodologia de Reis (2009), é feita a inversão do polinômio de defasagens da parte auto-regressiva do modelo ARMA selecionado para cada país, apresentados na Tabela 6.¹² O MA infinito resultante foi truncado na defasagem $j = 10000$. Os valores obtidos para os coeficientes do MA infinito e as estimativas da variância dos resíduos de cada modelo ARMA, $\hat{\sigma}_u^2$, são substituídas na equação (9), sendo obtidas as estimativas do custo de bem-estar da incerteza macroeconômica para cada país. Os resultados são reportados na Tabela 8. Assim, sob a metodologia de Reis (2009), nota-se que as estimativas do custo de bem-estar da incerteza macroeconômica são elevadas e, novamente, distintas entre os países. Por exemplo, fixando $\rho = 0,02$ e $\gamma = 2$ o Brasil apresenta $\lambda = 11,60\%$ enquanto no caso norte-americano $\lambda = 2,50\%$, assim, $\lambda_{\text{Brasil}}/\lambda_{\text{EUA}} = 4,64$. Por sua vez, o Chile, por exemplo, apresentou $\lambda = 66,10\%$ e $\lambda_{\text{Chile}}/\lambda_{\text{EUA}} = 8,72$. De todo modo, praticamente todos os países latinos apontam custos elevados para todas as combinações de parâmetros consideradas. Em poucos casos são encontrados custos de bem-estar inferiores a 5% do consumo per capita e todos os países latino americanos apresentam tal custo superior à estimativa correspondente para os Estados Unidos. De fato, em alguns casos não é possível calcular o custo de bem-estar da incerteza macroeconômica, uma vez que a combinação de valores muito elevados de σ^2 e de γ faz com que a fórmula expressa na equação (9) não convirja.

Como mencionado, Barros & Pinho Neto (2016) empregam a metodologia proposta por Reis (2009), também adotada no presente trabalho, para calcular o custo de bem-estar da incerteza macroeconômica no Brasil no período posterior à implementação do Plano Real, encontrando $\lambda = 6,48\%$ quando $\rho = 2$ e $\gamma = 3$. Neste cenário, nossa estimativa é 20,7%, sendo bastante superior a de Barros & Pinho Neto (2016). No entanto, é necessário ter em mente que analisamos um período mais longo e, certamente, mais conturbado da economia brasileira.

Finalmente, cabem ainda dois comentários. Primeiro, como é o caso em diferentes artigos, a abordagem de Lucas (1987) gera os menores custos de bem-estar da incerteza macroeconômica. Assim, tratar o consumo como uma série não persistente leva a subestimação do custo de bem-estar da incerteza macroeconômica, como discutido por Reis (2009). Segundo, os resultados referentes ao Equador

Tabela 8. Custo da incerteza macroeconômica. Abordagem de Reis (2009): equação (9). Amostra: 1955 a 2011.

País	$\rho = 0,01$			$\rho = 0,02$			$\rho = 0,03$		
	$\gamma = 1\%$	$\gamma = 2\%$	$\gamma = 3\%$	$\gamma = 1\%$	$\gamma = 2\%$	$\gamma = 3\%$	$\gamma = 1\%$	$\gamma = 2\%$	$\gamma = 3\%$
Argentina	50,4%	-	-	22,4%	68,8%	-	14,3%	36,9%	134,5%
Bolívia	17,8%	49,6%	-	8,3%	19,1%	40,4%	5,2%	11,5%	21,0%
Brasil	11,0%	26,5%	62,4%	5,3%	11,6%	20,7%	3,5%	7,4%	12,4%
Chile	48,9%	-	-	21,8%	66,1%	-	13,9%	35,6%	123,6%
Colômbia	21,1%	62,5%	-	9,8%	23,2%	53,6%	6,3%	14,0%	26,5%
Costa Rica	9,4%	21,9%	46,8%	4,6%	9,8%	17,0%	3,0%	6,3%	10,3%
República Dominicana	25,9%	84,9%	-	12,1%	29,8%	80,1%	7,9%	17,9%	35,9%
Equador	15,5%	40,5%	138,4%	7,3%	16,6%	32,5%	4,7%	10,3%	18,0%
Guatemala	2,7%	5,6%	9,1%	1,3%	2,7%	4,2%	0,9%	1,8%	2,7%
Honduras	6,4%	14,1%	26,1%	3,1%	6,6%	10,8%	2,1%	4,3%	6,8%
México	14,7%	37,8%	118,9%	7,0%	15,8%	30,3%	4,6%	9,9%	17,1%
Panamá	5,8%	12,7%	22,7%	2,9%	6,0%	9,8%	1,9%	4,0%	6,3%
Paraguai	28,3%	99,3%	-	13,1%	33,0%	100,3%	8,5%	19,6%	40,9%
Peru	13,3%	33,3%	92,5%	6,4%	14,2%	26,5%	4,2%	9,0%	15,4%
El Salvador	36,7%	166,4%	-	16,5%	45,0%	-	10,5%	25,4%	63,2%
Uruguai	35,6%	152,7%	-	16,3%	43,5%	-	10,5%	25,0%	59,7%
Venezuela	32,3%	125,4%	-	15,0%	38,8%	147,0%	9,7%	22,8%	50,7%
Estados Unidos	2,5%	5,1%	8,2%	1,2%	2,5%	3,8%	0,8%	1,6%	2,5%

¹²Naturalmente, nos casos nos quais $p = 0$, o processo ARMA(0, q) já se encontra na forma MA.

devem ser vistos com cautela, uma vez que os testes de raiz unitária não apontaram o mesmo resultado quanto à ordem de integração da série do logaritmo do consumo deste país, embora os resultados da estimação do modelo (10) indiquem que a representação do consumo como integrado de ordem zero é inapropriada para todos os países analisados.

6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Neste trabalho são estimados os custos de bem-estar da incerteza macroeconômica em países da América Latina. Utilizando a metodologia proposta por Lucas (1987), os resultados obtidos sugerem que tais custos não são elevados, embora sejam superiores à estimativa para a economia norte-americana. Por outro lado, ao empregar a metodologia proposta por Reis (2009) são encontrados, em geral, custos de bem-estar elevados. Este resultado indica que, ao adotar uma estrutura flexível para o processo estocástico do consumo que capta sua persistência, a volatilidade mais elevada dos países latino americanos culmina em custos de bem-estar da incerteza macroeconômica elevados.

É importante ressaltar que os custos de bem-estar são obtidos com base em dados de consumo total, ao invés de gastos com apenas bens não-duráveis. Isso pode ter inflado os custos obtidos. Todavia, a comparação com os resultados dos Estados Unidos aponta que os países da América Latina, de fato, possuem custos de bem-estar da incerteza macroeconômica relevantes.

Finalmente, é importante destacar que a redução da incerteza macroeconômica tem enorme potencial para aumentar o bem-estar do consumidor, mas isso não implica que as políticas econômicas em vigor devam ser intensificadas. Afinal, não avaliamos quais dessas políticas tem eficácia em eliminar a incerteza macroeconômica. O que se conclui é que políticas econômicas — de curto prazo e/ou reformas estruturais — efetivamente capazes de reduzir a incerteza macroeconômica, têm grande potencial para gerar bem-estar nos países da América Latina.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Barros, F. A. d., Jr., & Pinho Neto, V. R. d. (2016). Custo das flutuações econômicas após o Plano Real. *Economia Aplicada*, 20(2), 227–240. doi: 10.11606/1413-8050/ea135252
- Bulmer-Thomas, V. (2003). *The economic history of Latin America since independence* (Vol. 77). Cambridge: Cambridge University Press.
- Chetty, R. (2006). A new method of estimating risk aversion. *The American Economic Review*, 96(5), 1821–1834.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366a), 427–431.
- Dolmas, J. (1998). Risk preferences and the welfare cost of business cycles. *Review of Economic Dynamics*, 1(3), 646–676.
- Epstein, L. G., & Zin, S. E. (1989). Substitution, risk aversion and the temporal behavior of consumption and asset returns: A theoretical framework. *Econometrica*, 57, 937–979.
- Gomes, F. A. R., & Paz, L. S. (2010). Consumption in South America: Myopia or liquidity constraints? *Economia Aplicada*, 14(2), 129–145.
- Guillén, O. T. d. C., Issler, J. V. & Franco-Neto, A. A. d. M. (2014). On the welfare costs of business-cycle fluctuations and economic-growth variation in the 20th century and beyond. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 39, 62–78.
- Hall, R. E. (1978). Stochastic implications of the life cycle-permanent income hypothesis: Theory and evidence. *Journal of Political Economy*, 86(6), 971–987. doi: 10.1086/260724
- Hodrick, R. J., & Prescott, E. C. (1997). Postwar US business cycles: An empirical investigation. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29(1), 1–16.



- Issler, J. V., & Rocha, F. (2000). Consumo e restrição à liquidez e bem estar no Brasil. *Revista de Economia Aplicada*, 4(4), 637–665.
- Krusell, P., & Smith, A. A. (1999). On the welfare effects of eliminating business cycles. *Review of Economic Dynamics*, 2(1), 245–272.
- Lucas, R. E., Jr. (1987). *Models of business cycles*. Oxford: Basil Blackwell.
- Obstfeld, M. (1994). Evaluating risky consumption paths: The role of intertemporal substitutability. *European Economic Review*, 38(7), 1471–1486.
- Otrok, C. (2001). On measuring the welfare cost of business cycles. *Journal of Monetary Economics*, 47(1), 61–92.
- Pallage, S., & Robe, M. A. (2003). On the welfare cost of economic fluctuations in developing countries. *International Economic Review*, 44(2), 677–698.
- Pemberton, J. (1996). Growth trends, cyclical fluctuations, and welfare with non-expected utility preferences. *Economics Letters*, 50(3), 387–392.
- Perron, P., & Ng, S. (1996). Useful modifications to some unit root tests with dependent errors and their local asymptotic properties. *The Review of Economic Studies*, 63(3), 435–463.
- Phillips, P. C. B., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335–346.
- Reis, R. (2009). The time-series properties of aggregate consumption: Implications for the costs of fluctuations. *Journal of the European Economic Association*, 7(4), 722–753.
- Tallarini, T. D. (2000). Risk-sensitive real business cycles. *Journal of Monetary Economics*, 45(3), 507–532.
- Weil, P. (1990). Nonexpected utility in macroeconomics. *The Quarterly Journal of Economics*, 105(1), 29–42.

Alíquotas Tributárias Efetivas Médias para a Economia Brasileira: Uma Abordagem Macroeconômica*

VINÍCIUS ALMEIDA[†]

JOSÉ ANGELO DIVINO[‡]

SÉRGIO RICARDO DE BRITO GADELHA[§]

ANDRÉ MARANHÃO[¶]

Sumário: 1. Introdução; 2. Alíquotas tributárias efetivas médias ad valorem; 3. Abordagem Empírica; 4. Resultados e Análise; 5. Conclusões e Implicações de Políticas; Apêndice A. Métodos de Desagregação Temporal; Apêndice B. Alíquotas tributárias efetivas médias macroeconômicas.

Palavras-chave: Alíquotas Tributárias, Desagregação Temporal.

Códigos JEL: E62; H20; H22.

O objetivo desse estudo é calcular as alíquotas tributárias macroeconômicas efetivas médias que incidem sobre o consumo, renda do trabalho e renda do capital, utilizando dados de arrecadação tributária e das contas nacionais para a economia brasileira no período de 1997 a 2013. A metodologia utilizada segue Mendoza, Razin & Tesar (1994), que permite calcular essas alíquotas consistentemente com a tributação distorciva enfrentada pelo agente representativo em uma estrutura de equilíbrio geral. Técnicas de desagregação temporal são aplicadas para se obter aquelas alíquotas também na frequência trimestral. Os resultados obtidos mostram que a tributação no Brasil onera, principalmente, a renda do trabalho e do capital, em comparação com a tributação sobre o consumo.

The aim of this paper is to calculate average effective macroeconomic tax rates levied on consumption, labor income, and capital income for the Brazilian economy using data on tax revenue and national accounts for the period from 1997 to 2013. We follow the methodology proposed by Mendoza et al. (1994), which allows estimating those tax rates consistently with the distortionary taxation faced by the representative agent in a general equilibrium framework. We apply temporal disaggregation techniques in order to get those tax rates also on quarterly basis. The results show that taxation in Brazil burdens especially labor income and capital income, when compared to taxation on consumption.

*Os autores agradecem aos participantes no 43º Encontro Nacional de Economia da ANPEC (2015) e a um parecerista anônimo pelos valiosos comentários e sugestões de melhorias. J. A. Divino agradece ao CNPq pelo apoio financeiro. As opiniões expressas neste estudo são de responsabilidade exclusiva dos autores, não expressando necessariamente a posição da Secretaria do Tesouro Nacional ou do Ministério da Fazenda. Quaisquer erros ou omissões são de responsabilidade exclusiva dos autores.

[†]Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Email: vinicius.almeida@ipea.gov.br

[‡]Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Católica de Brasília (UCB). Email: jangelo@pos.ucb.br

[§]Secretaria do Tesouro Nacional e Universidade de Brasília. Email: srbgadelha@unb.br

[¶]Banco do Brasil e Universidade de Brasília. Email: andrenmaranhao@gmail.com



1. INTRODUÇÃO

Nos anos recentes, pesquisadores e formuladores de política econômica têm expressado interesse nos efeitos da política tributária sobre o desempenho macroeconômico. Isso ocorre porque os impostos distorcíveis exercem efeitos sobre as decisões alocativas dos agentes econômicos, alterando decisões de consumo e investimento, por exemplo. As bases clássicas de tributação distorciva são o consumo, a renda e o patrimônio, influenciando o comportamento ou as escolhas dos agentes econômicos. Ao alterar os preços relativos, o imposto sobre o consumo induz o consumidor a substituir um bem por outro. Já o imposto sobre a renda afeta as decisões dos agentes econômicos entre trabalho e lazer. Quanto maior for o imposto sobre a renda, menos atrativo é o trabalho e, por conseguinte, menor é a oferta de trabalho. Os impostos sobre o patrimônio e a renda afetam, também, o retorno das atividades econômicas, o que produz deslocamentos de capital entre jurisdições. Ao alterar as escolhas dos agentes econômicos, a tributação distorciva gera perdas de eficiência na alocação de recursos e, assim, reduz o bem-estar da sociedade.

A carga tributária no Brasil tem se elevado nas últimas décadas, motivando o desenvolvimento de estudos que procuram analisar os efeitos da tributação distorciva sobre o mercado de trabalho, capital, consumo e renda das famílias por meio do cálculo de alíquotas tributárias macroeconômicas efetivas. Uma abordagem, que foi utilizada por países membros da Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) no cálculo de alíquotas tributárias sobre a renda do trabalho e por Devereux & Griffith (1998) no cálculo de alíquotas tributárias sobre a renda do capital, exige informações detalhadas e a combinação de muitos casos individuais para se obter estimativas agregadas representativas. Contudo, conforme destacam Mendoza et al. (1994), diversas estratégias para combinar informações oficiais sobre arrecadação tributária de pessoas e de empresas, distribuição de renda, pesquisas domiciliares e projeções tributárias tem sido propostas para se mensurar alíquotas tributárias efetivas marginais. Devido à complexidade do sistema tributário de diversos países, porém, ainda não está claro se essas estratégias são capazes de fornecer *proxies* de alíquotas tributárias que afetem a dinâmica de variáveis macroeconômicas desses países.

A metodologia alternativa de cálculo de alíquotas tributárias efetivas médias proposta por Mendoza et al. (1994) tem sido amplamente utilizada na literatura internacional para reproduzir o efeito de impostos que distorcem decisões econômicas fundamentais, principalmente no mercado de trabalho, poupança e investimento. Essa metodologia estima a distorção decorrente da cobrança de um tributo, em um modelo com um agente representativo, por meio do cálculo da diferença observada entre as rendas e preços antes e depois da tributação. Dessa forma, uma de suas vantagens reside no fato de que se pode calcular as alíquotas tributárias efetivas médias sem que seja necessário recorrer a questões relacionadas à evasão e elisão fiscal. O procedimento utiliza somente dados encontrados em anuários estatísticos, como contas nacionais, e arrecadação tributária, permitindo a comparação de resultados entre países. É importante destacar que se tratam de alíquotas tributárias efetivas médias, que medem o quanto o governo efetivamente recolheu em tributos, mas não quais foram as tarifas nominalmente cobradas em tributos.

O objetivo desse artigo é calcular séries históricas de alíquotas tributárias macroeconômicas efetivas médias relacionadas ao consumo, à renda do trabalho e à renda do capital, utilizando dados de arrecadação tributária e das contas nacionais, para a economia brasileira no período de 1997 a 2013, seguindo a metodologia proposta por Mendoza et al. (1994). Uma das principais vantagens dessa metodologia é a simplicidade, pois utiliza informações disponíveis nas contas nacionais e nas estatísticas de arrecadação tributária. O uso desses dados assegura que: i) o efeito líquido de regras existentes relacionadas ao crédito, isenções e deduções são levadas em consideração; ii) há a incorporação de informações sobre a renda do capital e do trabalho, assim como informações sobre a contribuição para a seguridade social, que não são incluídas em declarações individuais de imposto de renda (Mendoza et al., 1994, Amusa, 2004).

Mendoza et al. (1994) propuseram um método para se calcular séries históricas de alíquotas tributárias sobre consumo, renda do capital e renda do trabalho para um grupo de nações industrializadas, utilizando estatísticas de arrecadação tributária e contas nacionais. O método envolve algumas hipóteses simplificadoras, mas necessárias ao cálculo dos fluxos de receitas e de variáveis macroeconômicas relevantes. Ruggeri & Vincent (2000) utilizaram uma versão modificada dessa abordagem para estimar alíquotas tributárias efetivas sobre a renda do trabalho e a renda do capital para Austrália, Canadá, França, Reino Unido e Estados Unidos durante o período de 1988 a 1993.

Carey & Tchilinguirian (2000) também propuseram modificações ao método desenvolvido por Mendoza et al. (1994) e estenderam as estimativas de alíquotas tributárias efetivas médias sobre consumo, renda do capital e renda do trabalho para países da OCDE no período de 1980 a 1997. Já Carey & Rabesona (2002) consideraram no cálculo as deduções de contribuições com a seguridade social, a ampliação da renda de trabalho para incluir contribuições dos empregadores para os fundos de pensão e a inclusão de impostos sobre a propriedade na definição de impostos sobre capital. Concluíram que os países da OCDE têm carga tributária mais elevada em capital do que em mão-de-obra.

Para o caso brasileiro, Araújo Neto & Souza (2003) calcularam alíquotas tributárias médias sobre consumo, renda do trabalho e renda do capital no período de 1975 a 1999. Os resultados revelaram que a tributação do consumo e da renda do trabalho é excessiva quando comparada a de economias semelhantes à brasileira. A baixa tributação do capital sugere a existência de substituição tributária, segundo a qual países que tributam mais fortemente o consumo e a renda tendam a tributar menos a renda do capital. Paes & Bugarin (2006) calculam alíquotas tributárias efetivas pagas pelas famílias, que incidem sobre renda do capital, renda do trabalho e consumo. Dividindo as famílias em grupos de acordo com a renda e com a cesta de consumo pela Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) de 2002/2003, esses autores encontraram uma certa progressividade na tributação sobre a renda do trabalho. Com relação aos tributos indiretos, porém, as alíquotas efetivas foram quase idênticas entre as famílias. Por sua vez, Santana, Siqueira & Nogueira (2013) utilizaram um modelo de microsimulação de tributos/benefícios (BRAHMS – Brazilian Household Microsimulation System) para estimar alíquotas efetivas (médias e marginais) e, com base em dados da PNAD de 2009, argumentam que o trabalhador brasileiro enfrenta tributação direta baixa, com alíquotas efetivas bem menores do que as alíquotas observadas em outros países.

Azevedo & Fasolo (2015, 2015a) estimam séries temporais quadrimestrais para alíquotas tributárias efetivas sobre consumo e fatores de produção no Brasil, seguindo as metodologias propostas Mendoza et al. (1994) e Lledó (2005) para o período de 1999 a 2014. Observam que a carga tributária estimada apresenta tendência positiva ao longo do tempo, com uma interrupção parcial após a crise de 2008. Além disso, fornecem evidências sobre as propriedades das alíquotas efetivas estimadas e sua relação com o ciclo real de negócios. As técnicas de desagregação temporal empregadas pelos autores, contudo, são limitadas e podem afetar adversamente os resultados obtidos.

O presente estudo realiza uma rigorosa aplicação do método proposto por Mendoza et al. (1994) para a economia brasileira no período de 1997 a 2013, dispensando atenção especial à construção da base de dados tributários e ao emprego de técnicas modernas de desagregação temporal para séries em alta frequência. A amostra cobre o período caracterizado por relativa estabilidade macroeconômica, regime de metas de inflação, regime de metas de superávit primário e regime de taxa de câmbio flutuante.

As contribuições para a literatura sobre o tema no Brasil envolvem diversos aspectos. Primeiro, busca-se sanar um obstáculo à realização de estudos empíricos que propõem analisar os efeitos de impostos distorcivos sobre as decisões dos agentes econômicos e enfrentam a ausência de estimativas adequadas de tributação agregada, principalmente em alta frequência. Segundo, a estimação dessas alíquotas tributárias médias facilita a compreensão do ônus real imposto pelo sistema tributário, além de permitir análises de impacto de reformas fiscais para a economia (Santana et al., 2013). Terceiro, as alíquotas



tributárias aqui estimadas podem ser usadas como insumos em modelagens macroeconômicas mais sofisticadas e que envolvam estimações Bayesianas (Gadelha & Divino, 2012, 2013). Quarto, adiciona-se um valor agregado maior à análise de alta frequência, de modo que a aplicação da desagregação trimestral às alíquotas tributárias é uma importante contribuição à literatura, pois estudos anteriores basearam-se na construção de alíquotas tributárias anuais (Araújo Neto & Souza, 2003). Finalmente, a construção de estimativas confiáveis de alíquotas tributárias beneficiará pesquisas empíricas dedicadas ao estudo do sistema tributário e do planejamento de médio e longo prazo da política fiscal brasileira. Por exemplo, estudos empíricos voltados à modelagem de previsão de receitas ou à análise de implicações de mudanças nos padrões da receita tributária sobre o crescimento econômico são potenciais beneficiários de estimativas confiáveis de alíquotas tributárias efetivas médias.

Além desta introdução, o artigo está dividido da seguinte forma. A próxima seção relata a teoria macroeconômica das alíquotas tributárias efetivas médias. A terceira seção é dedicada à descrição dos dados, à metodologia de cálculo das referidas alíquotas tributárias e ao método de desagregação temporal das variáveis. A quarta seção apresenta e analisa os resultados obtidos. A última seção conclui o estudo e ressalta as implicações de políticas.

2. ALÍQUOTAS TRIBUTÁRIAS EFETIVAS MÉDIAS AD VALOREM

Seguindo Mendoza et al. (1994), considere uma economia com três bens: consumo (c), trabalho (l) e capital (k). As alocações do consumo dos residentes em relação a cada bem é denotada pelo vetor $h = (h_c, h_l, h_k)$, e o conjunto de políticas exógenas do governo em relação ao gasto em cada bem é denotado pelo vetor $g = (g_c, g_l, g_k)$. As firmas produzem c usando capital (k) e trabalho (l), que são fornecidos pelos residentes, e o governo financia g impondo tributos sobre o consumo, renda do capital e renda do trabalho. Existem dois vetores de preços: i) o preço pago pelos consumidores após a tributação, $p = (p_c, p_l, p_k)$; ii) o preço cobrado pelo produtor antes da tributação, $q = (q_c, q_l, q_k)$. A política tributária é caracterizada por um vetor de alíquotas tributárias específicas $t = (t_c, t_l, t_k)$ por unidade do respectivo bem. Portanto, $t = p - q$ e o vetor correspondente de alíquotas tributárias *ad valorem* é $\tau = (\tau_c, \tau_l, \tau_k)$, em que $\tau_i = t_i/q_i$ para $i = c, l, k$. Uma vez que os vetores de preços p e q não estão disponíveis, é possível obter medidas aproximadas de alíquotas tributárias multiplicando t_i e q_i por uma quantidade de medida apropriada, usando dados de receita tributária e de bases tributárias, assim como dados de contas nacionais. As medidas de quantidade apropriadas podem ser obtidas para examinar a restrição orçamentária dos residentes:

$$p(h - e - b) = qy - p_c D, \quad (1)$$

em que os vetores e e b representam possíveis dotações e transferências governamentais dos três bens, y é o vetor de produção líquida, e $p_c D$ representa um tributo *lump-sum* sobre o consumo que financia o déficit governamental. O vetor de consumo líquido, ao qual o vetor de tributos t se aplica é $(h - e - b)$. Note que o vetor de consumo líquido para l é negativo e, logo, $b_l = 0$, ou seja, os residentes ofertam trabalho e o governo não pode fazer transferências em termos de unidades de tempo laboral. Além disso, y_c mensura a produção líquida de bens para o consumo pelo setor privado ($y_c > 0$), ao passo que y_l e y_k correspondem à produção dos insumos trabalho e capital ($y_l, y_k < 0$). Consequentemente, qy mensura os lucros, que são uma parte da renda dos residentes.

As alíquotas tributárias *ad valorem* nesta economia são:

$$\tau_c = \frac{p_c y_c - q_c y_c}{q_c y_c}, \quad (2)$$

$$\tau_l = \frac{q_l (e_l - h_l) - p_l (e_l - h_l)}{q_l (e_l - h_l)}, \quad (3)$$

$$\tau_k = \frac{-q_k y_k - (-p_k y_k)}{-q_k y_k} \quad (4)$$

Os numeradores nas equações (2), (3) e (4) mensuram a diferença entre os valores dos agregados, antes e depois da tributação sobre o consumo, a renda do trabalho e a renda do capital, respectivamente. Estes valores podem ser aproximados pela arrecadação relacionada a cada tributo. Por sua vez, os denominadores são medidas de consumo e de renda derivadas do trabalho e do capital valorados nos preços pré-tributação e, portanto, correspondem a medidas de base tributária afetada por cada tributo. A principal questão para a construção de uma estimativa confiável do vetor τ é, portanto, a determinação de medidas de receitas tributárias e bases tributárias que reflitam de perto as medidas correspondentes de avaliações de renda e de gastos, antes e depois da tributação.

Conforme argumentam Araújo Neto & Souza (2003), esse método fornece alíquotas tributárias agregadas efetivas, ou seja, alíquotas médias que se aplicam à tributação efetivamente realizada, sendo também consistente com os fundamentos microeconômicos do modelo do agente representativo.

3. ABORDAGEM EMPÍRICA

Nesse estudo, utilizou-se dados de receitas tributárias e de contas nacionais, nas frequências anual e trimestral, abrangendo o período de 1997 a 2013. Em particular, na conversão dos dados de frequência anual para frequência trimestral, foi utilizado um método específico de desagregação temporal que é discutido no Apêndice.

3.1. Codificação Padronizada

Seguindo Mendoza et al. (1994), assim como Araújo Neto & Souza (2003), na descrição dos dados para calcular as alíquotas tributárias, utiliza-se uma codificação padronizada de quatro dígitos que identifica as diferentes receitas tributárias, nos moldes recomendados pela OCDE. Isso permite a coleta das informações de receitas tributárias no Brasil seguindo um padrão internacional, possibilitando a comparação com outros países.

Dados de Arrecadação Tributária:

- 1100 – Tributação sobre a renda, lucro e ganhos de capital de indivíduos;
- 1200 – Tributação sobre a renda, lucro e ganhos de capital de corporações;
- 2000 – Total de contribuições sociais;
- 2200 – Contribuição dos empregadores para a seguridade social;
- 3000 – Tributação em folha de pagamento e da força de trabalho;
- 4100 – Tributação incidente sobre a propriedade imóvel;
- 4400 – Tributação das transações financeiras e de capital;
- 5110 – Tributação sobre bens e serviços em geral;
- 5121 – Tributação específica.

Dados das Contas Nacionais:

- C – Consumo das Famílias;
- G – Consumo do Governo (Gasto Governamental), nos níveis federal, estadual e municipal;
- G_W – Compensação de empregados pagos por fornecedores de serviços do governo;
- $OSPUE$ – Excedente operacional das empresas privadas, exceto corporações;
- PEI – Renda das famílias derivada da propriedade e de empreendimentos de residentes;
- W – Salários;
- OS – Excedente operacional total da economia.



A rubrica 1100 (Tributação sobre a renda, lucro e ganhos de capital de indivíduos) é composta pelos seguintes tributos: Imposto de Renda Pessoa Física (IRPF); Imposto de renda retido na fonte – Remessas ao exterior (IRRF – Remessas ao exterior) e Imposto de renda retido na fonte – Outros Rendimentos (IRRF – Outros Rendimentos).

A rubrica 1200 (Tributação sobre a renda, lucro e ganhos de capital de corporações) contém as informações dos seguintes tributos: Imposto de Renda Pessoa Jurídica (IRPJ) e Contribuição Social sobre o Lucro Líquido (CSLL).

A rubrica 2000 (Total de Contribuições Sociais) é composta pela arrecadação de contribuições e receitas de parcelamento para a seguridade social da União, dos Estados/DF e dos municípios. A rubrica 2200 (Contribuição dos empregadores para a seguridade social) é composta pelas contribuições patronais dos regimes de previdência e dos empregadores ao INSS, além do Imposto de renda retido na fonte – Rendimento do Trabalho (IRRF – Rendimentos sobre o trabalho) e o PIS/PASEP. A rubrica 3000 (Tributação em folha de pagamento e da força de trabalho) é composta pelo Salário Educação, Sistema S, Fundo de Garantia do Tempo de Serviço (FGTS) e Adicional da Contribuição Previdenciária.

A rubrica 4100 (Tributação incidente sobre a propriedade imóvel) é composta pelos seguintes tributos: Imposto Predial Territorial Urbano (IPTU), Imposto sobre a Propriedade de Veículos Automotores (IPVA), Imposto Territorial Rural (ITR), Imposto de Transmissão de Bens Imóveis (ITBI) e Imposto sobre Transmissão Causa Mortis e Doação (ITCMD). A rubrica 4400 (Tributação das transações financeiras e de capital) inclui os seguintes tributos: Contribuição Provisória sobre Movimentação Financeira (CPMF) e o Imposto sobre Operações Financeiras (IOF), Imposto de renda retido na fonte – Rendimento do capital (IRRF – Rendimentos sobre o capital) e Imposto sobre a exportação.

A rubrica 5110 (Tributação sobre bens e serviços em geral) inclui os seguintes tributos: Contribuição de Intervenção no Domínio Econômico (CIDE), Contribuição para o financiamento da Seguridade Social (COFINS); Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI), Impostos sobre as importações (II). A rubrica 5121 (Tributação específica) computou as taxas federais, estaduais e municipais além do Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS) e Imposto sobre Serviços (ISS).

Em relação aos dados de contas nacionais, o consumo das famílias (C) corresponde ao consumo final efetivo das famílias, descrito como sendo a despesa de consumo das famílias mais o consumo realizado por transferências sociais em espécie das unidades das administrações públicas ou das instituições sem fins lucrativos a serviço das famílias. O consumo do governo ou gasto governamental (G) corresponde ao consumo final efetivo das administrações públicas.

A rubrica G_w corresponde à compensação de empregados pagos por fornecedores de serviços do governo. A rubrica $OSPUE$ corresponde ao excedente operacional das empresas privadas, exceto corporações. A rubrica PEI corresponde à renda das famílias derivada da propriedade e de empreendimentos de residentes. A rubrica W representa a massa salarial real da economia, obtida pela multiplicação entre os valores das séries de rendimento real efetivo médio e população ocupada, ambas correspondentes aos empregados do setor privado e com carteira assinada.

Como *proxy* para o excedente operacional total da economia, utilizou-se o conceito de excedente operacional bruto obtido da seguinte maneira. Primeiramente, a série de PIB a preços de mercado, constante nas contas nacionais, foi convertida para o conceito de PIB a custos de fatores, subtraindo-se os valores totais de impostos indiretos e somando-se os valores totais de subsídios. Então, o excedente operacional bruto é obtido pela diferença entre o PIB a custo de fatores e a massa salarial real W , *proxy* para remuneração dos empregados.

3.2. Cálculo das Alíquotas Tributárias Efetivas Médias

Com base nas definições apresentadas e nas equações (2) a (4), é possível calcular as alíquotas tributárias macroeconômicas efetivas médias sobre consumo e renda dos fatores de produção (trabalho e capital). O detalhamento do cálculo é apresentado a seguir.

3.2.1. Alíquota Tributária Efetiva Média sobre o Consumo

Assume-se um residente representativo que compra um bem de consumo agregado e paga um tributo *ad valorem*. A alíquota tributária sobre o consumo corresponde à diferença percentual entre o preço ao consumidor pós-tributação e o preço pré-tributação em que as firmas ofertam o bem. Assim, usando dados econômico-fiscais para a economia brasileira, a alíquota tributária efetiva média na venda de bens de consumo é dada por:

$$\tau_c = \frac{5110 + 5121}{C + G - G_W - 5110 - 5121} \times 100. \quad (5)$$

O numerador da equação (5) é a receita dos tributos indiretos, que incluem tributos gerais sobre bens e serviços mais tributos específicos. A receita total da tributação indireta é igual, por definição, à diferença entre o valor nominal do consumo agregado aos preços pré-tributação e pós-tributação. O denominador é a base da tributação sobre o consumo, que é um valor pré-tributação do consumo, mensurado como o valor dos gastos com consumo pós-tributação menos a receita da tributação indireta sobre o consumo. Essa fórmula tem a vantagem de que os gastos com consumo nominais nas contas nacionais são os preços pós-tributação ou, conforme argumentam Araújo Neto & Souza (2003), trata-se do consumo nominal computado a preços de mercado pois inclui os impostos indiretos. Além disso, inclui-se apenas a parte do consumo governamental que se refere a bens e serviços, motivo pelo qual os salários pagos pelo governo ao funcionalismo público (G_W) são excluídos do denominador.

3.2.2. Alíquota Tributária Efetiva Média sobre a Renda do Trabalho

A alíquota tributária efetiva média sobre a renda do trabalho corresponde à diferença entre o valor da renda, antes e depois da tributação. Todavia, o problema aqui reside no fato de que os dados de arrecadação, em geral, não diferenciam a renda dos indivíduos em termos de renda do trabalho e renda do capital. Portanto, é necessário separar essas fontes de renda no que tange à tributação e, na solução do problema, supõe-se que todas as fontes de renda dos indivíduos são tributadas a uma mesma alíquota. Inicialmente, a alíquota tributária da renda total é dada por

$$\tau_h = \frac{1100}{OSPUE + PEI + W} \times 100. \quad (6)$$

A alíquota tributária que incide sobre a renda total do agente representativo é dada pela razão entre a receita tributária efetivamente arrecadada pelo imposto sobre a renda (que corresponde à diferença entre a renda do indivíduo antes e depois da tributação) e a renda tributável, que é a soma da renda salarial (W), da renda não salarial (PEI) e do excedente operacional das empresas privadas ($OSPUE$). Definindo-se a tributação da renda proveniente dos salários como $\tau_h W$, pode-se obter a alíquota efetiva de tributação sobre a renda derivada do trabalho (τ_l):

$$\tau_l = \frac{\tau_h W + 2000 + 3000}{W + 2200} \times 100. \quad (7)$$

Conforme argumentam Mendoza et al. (1994), este cálculo deve incorporar todas as contribuições sociais para a seguridade, bem como demais descontos em folha de pagamento como parte da receita tributária proveniente da renda do trabalho, além de fazer uma correção da base tributária ao incluir a contribuição para a seguridade social paga pelos empregadores no denominador da equação (6).

3.2.3. Alíquota Tributária Efetiva Média sobre a Renda do Capital

Sob a hipótese de que todas as fontes de renda dos residentes são tributadas uniformemente, a alíquota tributária efetiva média sobre a renda do capital (τ_k) é construída, inicialmente, ao se estimar



a receita proveniente da tributação sobre a renda do capital dos indivíduos como $\tau_h(OSPUE + PEI)$. Então, a alíquota tributária média efetiva sobre a renda do capital (τ_k) é dada por

$$\tau_k = \frac{\tau_h(OSPUE + PEI) + 1200 + 4100 + 4400}{OS} \times 100.$$

O numerador da expressão (3.2.3) representa a diferença entre a renda do capital, antes e depois da tributação, incluindo não apenas a renda do capital dos indivíduos, mas também todas as demais rendas das corporações, além de todos os tributos que incidem sobre a propriedade de bens imóveis e as transações financeiras e de capital. Já o denominador da expressão (3.2.3) corresponde à renda bruta do capital, tendo como proxy o excedente operacional total (OS), que representa a diferença entre a produção bruta, avaliada a preços dos produtores, e a soma do consumo intermediário, salários e contribuições dos empregados à seguridade social, a tributação indireta e a depreciação.

3.3. Construção da base de dados

Para o cômputo das alíquotas tributárias macroeconômicas, foi necessário recorrer a diversas bases de dados brasileiras, todas disponibilizadas ao domínio público. A razão, para tanto, é que a arrecadação no Brasil ocorre em todos os entes federados (União, Estados, Municípios e Distrito Federal). Ainda, como as alíquotas são de natureza macroeconômica, uma vez que se busca explicar o comportamento de variáveis macroeconômicas relevantes (como consumo e renda, além da relação entre tributação e os fatores de produção como capital e trabalho) as Contas Nacionais tornam-se fontes necessárias. A Tabela 1 indica todos os tributos e agregados macroeconômicos utilizados neste trabalho, ressaltando que os dados estão compreendidos entre 1997 e 2013.

As principais bases de dados utilizadas foram as extrações do Sistema Integrado de Administração Financeira do Governo Federal (SIAFI) para as *Receitas Tributárias* e para as *Receitas de Contribuições*.¹ Em ambos os casos, a periodicidade é mensal, sendo assim somadas para se chegar a valores trimestrais. É importante ressaltar que as extrações do SIAFI incluem as receitas de parcelamento de débito dos tributos correlacionados.

O grupo de “Contribuições Sociais Diversas” inclui todo o conjunto de receitas de contribuição explicitadas no orçamento federal exclusive as receitas do COFINS, CPME, Cide e CSLL, que são explicitadas na Tabela 1.²

Os dados de arrecadação do Fundo de Garantia de Tempo de Serviço (FGTS) foram obtidos junto ao sítio oficial na seção de *Arrecadação Mensal Bruta*. A partir do dado mensal, foi possível obter, por meio de soma simples, o valor trimestral da Arrecadação Bruta.

Como se observa na Tabela 1, apenas as bases de dados oriundas das publicações das Tabelas Sinóticas e das Contas Econômicas Integradas possuem periodicidade anual e, logo, precisaram ser submetidas a procedimentos estatísticos específicos de desagregação temporal. Há algumas particularidades sobre este ponto que são discutidas no Apêndice.

Em relação aos dados primários extraídos da Tabela Sinótica de “Impostos e contribuições sociais, por esferas de governo”³ das três versões do Sistema de Contas Nacionais – SCN (a saber, referências

¹Esses dados encontram-se disponibilizados ao público no sítio da Secretaria do Tesouro Nacional em <https://www.tesouro.fazenda.gov.br/series-historicas>

²São vários exemplos de receitas de contribuições. Cabe ressaltar, além de todas as contribuições patronais do RPPS da União e do RGPS, todas as contribuições dos segurados dos dois regimes e contribuições relativas ao Simples Nacional, ao Seguro Acidente de Trabalho, PIS/Pasep, Salário Educação, Contribuição sob o DPVAT, Contribuição para o Fundo de Saúde (inclusive da PMDF e do BMDF), Contribuição de Renda Líquida de Concursos e Prognósticos entre outras.

³O nome passou por leves alterações nas últimas duas referências. Na referência 1985, a Tabela Sinótica de número 26 era intitulada “Receita tributária, por esfera de governo – 1995–2003”. Já na referência 2000, passou a ser intitulada “Tabela 20 – Receita tributária, por esferas de governo – 2000–2009”. Para a referência 2010, a Tabela de número 18 correspondente a fonte dos dados entre 2010 e 2013.

Tabela 1. Impostos, taxas, contribuições e suas fontes.

Tributo	Período	Descrição	Fonte
IRPF	1997:01–2013:04	Extrações de "Receitas Tributárias"	SIAFI/STN
IRRF_trabalho	1997:01–2013:04	Extrações de "Receitas Tributárias"	SIAFI/STN
IRRF_rendimentos do exterior	1997:01–2013:04	Extrações de "Receitas Tributárias"	SIAFI/STN
IRRF_outros	1997:01–2013:04	Extrações de "Receitas Tributárias"	SIAFI/STN
IRRF de servidores públicos subnacionais	1997:01–2013:04	Extrações de "Receitas Tributárias"	SIAFI/STN
IRPJ	1997:01–2013:04	Extrações de "Receitas Tributárias"	SIAFI/STN
CSLL	1997:01–2013:04	Extrações de "Receitas Tributárias"	SIAFI/STN
Salário Educação	1997:01–2013:04	Extrações de "Receitas de Contribuição"	SIAFI/STN
Sistema S	1997–2013	Tabelas Sinóticas	IBGE
FGTS	1997:01–2013:04	Arrecadação Mensal Bruta	FGTS
PIS/PASEP	1997:01–2013:04	Extrações de "Receitas de Contribuição"	SIAFI/STN
CPSS	1997:01–2013:04	Extrações de "Receitas de Contribuição"	SIAFI/STN
Contribuições sociais diversas	1997:01–2013:04	Extrações de "Receitas de Contribuição"	SIAFI/STN
Contribuições patronais previdenciárias subnacionais	1997–2013	Tabelas Sinóticas	IBGE
Contribuições do empregador ao RGPS	1997:01–2013:04	Extrações de "Receitas de Contribuição"	SIAFI/STN
ITR	1997:01–2013:04	Extrações de "Receitas Tributárias"	SIAFI/STN
IPTU	1997–2013	Tabelas Sinóticas	IBGE
IPVA	1997–2013	Tabelas Sinóticas	IBGE
ITBI-ITCMD	1997–2013	Tabelas Sinóticas	IBGE
IOF	1997:01–2013:04	Extrações de "Receitas Tributárias"	SIAFI/STN
CPMF	1997:01–2013:04	Extrações de "Receitas Tributárias"	SIAFI/STN
IRRF_capital	1997:01–2013:04	Extrações de "Receitas Tributárias"	SIAFI/STN
Imposto sobre exportação	1997:01–2013:04	Extrações de "Receitas Tributárias"	SIAFI/STN
IPI	1997:01–2013:04	Extrações de "Receitas Tributárias"	SIAFI/STN
Cide	1997:01–2013:04	Extrações de "Receitas de Contribuição"	SIAFI/STN
COFINS	1997:01–2013:04	Extrações de "Receitas de Contribuição"	SIAFI/STN
Imposto sobre importação	1997:01–2013:04	Extrações de "Receitas Tributárias"	SIAFI/STN
ICMS	1997–2013	Tabelas Sinóticas	IBGE
ISS	1997–2013	Tabelas Sinóticas	IBGE
Taxas Federais	1997:01–2013:04	Extrações de "Receitas Tributárias"	SIAFI/STN
Consumo do Governo	1997:01–2013:04	Contas Nacionais Trimestrais	IBGE
Consumo das Famílias	1997–2013	Contas Nacionais Trimestrais	IBGE
Excedente Operacional Bruto (EOB)	1997–2013	Contas Econômicas Integradas	IBGE
Excedente Operacional Bruto das corporações (OSPUE)	1997–2013	Contas Econômicas Integradas	IBGE
Rendas de Propriedade (PEI)	1997–2013	Contas Econômicas Integradas	IBGE
Salários (<i>W</i>)	1997–2013	Contas Econômicas Integradas	IBGE
Remuneração de trabalhadores pagos pelo governo (<i>G_W</i>)	1997–2013	Contas Econômicas Integradas	IBGE

Notas: Elaboração própria. STN = Secretaria do Tesouro Nacional. IBGE = Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. SIAFI = Sistema Integrado de Administração Financeira do Governo Federal.

1985, 2000 e 2010). Cabe ressaltar que a abrangência das referências são, respectivamente, 1995 a 2003, 2000 a 2009 e 2010 a 2013. A Tabela Sinótica permitiu a extração da contribuição ao Sistema S⁴ — que apesar de ser uma contribuição federal, não circula nas extrações de alta frequência do SIAFI (Santos & Costa, 2008). Os demais tributos e contribuições de estados, Distrito Federal e municípios, a saber, Contribuições Patronais dos RPPS subnacionais, IPVA, ITBI-ITCMD, ICMS, IPTU e ISS, foram extraídos desta fonte por se tratarem dos dados oficiais adotados pelo governo e por já possuírem adequação e padronização para as 27 Unidades da Federação e para os mais de 5.600 municípios.⁵

⁴Termo que define o conjunto de organizações das entidades corporativas voltadas para o treinamento profissional, assistência social, consultoria, pesquisa e assistência técnica, que além de terem seu nome iniciado com a letra S, têm raízes comuns e características organizacionais similares. Fazem parte do Sistema S: Serviço Nacional de Aprendizagem Industrial (Senai), Serviço Social do Comércio (Sesc), Serviço Social da Indústria (Sesi), Serviço Nacional de Aprendizagem do Comércio (Senac); Serviço Nacional de Aprendizagem Rural (Senar), Serviço Nacional de Aprendizagem do Cooperativismo (Sescoop), Serviço Social de Transporte (Sest); Serviço Brasileiro de Apoio às Micro e Pequenas Empresas (Sebrae), e Serviço Nacional de Aprendizagem do Transporte (Senat).

⁵Com essa medida, evita-se incorrer nos problemas adicionais que são verificados nas bases orçamentárias anuais como a Execução Orçamentária dos Estados (EOE) e a publicação municipal Finanças do Brasil (FINBRA). O segundo, por exemplo, apresenta problemas como a amostra de municípios que possui variabilidade entre os anos e a existência de versões parciais da publicação (Orair et al., 2014).



Em relação aos dados macroeconômicos, as Contas Econômicas Integradas também são extraídas das três referências do SCN. No cômputo do Excedente Operacional das Corporações, foi extraído a parcela dos setores institucionais das famílias e da Administração Pública⁶ do total do Excedente Operacional Bruto (EOB) da economia. Os dados de Rendas de Propriedade das famílias foram obtidos através do total de Renda de Propriedade do setor institucional das famílias contido na conta de *Alocação da Renda Primária*.

O conjunto de salários e ordenados totais da economia, bem como a parcela paga pela Administração Pública, também foi extraída das Contas Econômicas Integradas. No primeiro caso, foi obtida através do somatório total da economia de Ordenados e Salários. No segundo caso, foi extraído o total de Ordenados e Salários do setor institucional da Administração Pública na conta de *Geração de Renda*.

4. RESULTADOS E ANÁLISE

Nessa seção, são apresentados resultados e análises das quatro alíquotas tributárias efetivas médias, seguindo a metodologia proposta neste estudo. O Apêndice B apresenta os valores das alíquotas tributárias efetivas médias macroeconômicas sobre consumo, renda das famílias, renda do trabalho e renda do capital na frequência trimestral. A Tabela 2 resume as principais estatísticas descritivas obtidas para cada uma das quatro alíquotas tributárias calculadas.

A alíquota tributária efetiva média macroeconômica sobre o consumo (τ_c) apresenta uma média aritmética simples de 21,91% ao longo do período analisado, abaixo dos percentuais médios encontrados por Araújo Neto & Souza (2003),⁷ assim como Paes & Bugarin (2006).⁸ Essa variável apresenta um baixo desvio-padrão em comparação com sua média, indicando uma baixa variabilidade. O coeficiente

Tabela 2. Estatísticas descritivas.

	Consumo	Renda	Capital	Trabalho
Média	0,219141	0,018067	0,194146	0,286005
Mediana	0,225337	0,017925	0,197822	0,286544
Valor Máximo	0,259531	0,027557	0,251090	0,365752
Valor Mínimo	0,149363	0,009562	0,135456	0,230630
Desvio- Padrão	0,027701	0,003952	0,029357	0,028932
Assimetria	-0,930768	0,068100	-0,305861	0,287140
Curtose	3,324171	2,451467	2,125651	2,739131
Teste de Jarque-Bera	10,11614	0,905077	3,226288	1,127241
Valor-P	0,006358	0,636012	0,199260	0,569145
Observações	68	68	68	68

⁶É importante ressaltar que a série de OSPUE obtida desta forma é uma proxy e deve refletir, em alguma medida, o EOB das corporações. Há algumas peculiaridades no cômputo da série tal qual feito, como considerar grandes empresas vinculadas ao Governo, como o Banco do Brasil e a Petrobras, pelo fato de não estarem inclusas no setor institucional de Administração Pública e sim na esfera de empresas financeiras e não financeiras, respectivamente. Isso evidentemente torna essa proxy superior a qualquer medida que se queira de excedente operacional bruto do setor privado.

⁷No caso do estudo de Araújo Neto & Souza (2003), a média calculada dos valores da alíquota tributária sobre o consumo foi de 31,12% para o período 1975–1999, conforme Tabela 4.1.

⁸De acordo com Paes & Bugarin (2006), no caso da tributação sobre o consumo, apesar de toda a diferenciação na cesta de consumo das famílias e da enorme variação de alíquotas tributárias, todas as alíquotas efetivas são muito próximas, apresentando pouca variabilidade. A alíquota tributária mais alta, 29,46%, corresponde às famílias com renda entre 15 e 20 salários mínimos, sendo 5% maior do que renda mais baixa, 27,94%, e que incide sobre o consumo das famílias até 2 salários mínimos.

de assimetria negativo,⁹ assim como o fato de que a média é menor do que a mediana, indicam que a distribuição de frequência dos dados é assimétrica negativa (ou distribuição com cauda à esquerda). Já o coeficiente de momento de curtose informa que a distribuição dos dados é leptocúrtica.¹⁰ Por fim, o resultado do Teste de Jarque–Bera rejeita a hipótese nula de normalidade na distribuição dos dados, ao nível de 1% de significância estatística.

Quanto à alíquota tributária efetiva média macroeconômica sobre a renda (τ_h), a média aritmética simples é de 1,81% e desvio-padrão de 0,39%, mostrando uma baixa variabilidade dessa variável. Constata-se evidências de que a distribuição dos dados é simétrica, haja vista que os valores da média e da mediana são bastante próximos, e o coeficiente de assimetria é praticamente nulo. Se, por um lado, o resultado do coeficiente de momento de curtose indica uma forma platicúrtica da distribuição dos dados, por outro lado, o Teste de Jarque–Bera não rejeita a hipótese de normalidade dos dados analisados.

Em relação à alíquota tributária efetiva média sobre a renda do capital (τ_k), a mediana é, marginalmente, superior à média aritmética simples. E como o coeficiente de assimetria é negativo, tem-se evidências de que a distribuição dos dados é assimétrica negativa. Embora o coeficiente de momento de curtose sugira uma distribuição platicúrtica, o teste de Jarque–Bera não rejeita a hipótese de normalidade dos dados.

No que diz respeito à alíquota tributária efetiva média sobre a renda do trabalho (τ_l), os valores da média e da mediana são, praticamente, iguais. Mas o valor positivo do coeficiente de assimetria sugere indícios de uma distribuição assimétrica positiva dos dados analisados. Por sua vez, o coeficiente de momento de curtose sugere uma distribuição platicúrtica. Por fim, o Teste de Jarque–Bera não rejeita a hipótese de normalidade dos dados.

A seguir, é feita uma análise da evolução de cada uma das alíquotas tributárias efetivas médias macroeconômicas ao longo do período analisado.

4.1. Alíquota tributária efetiva média sobre o consumo

Responsável por incidir nas diversas fases do processo produtivo de bens e serviços, a tributação sobre o consumo é a principal marca da matriz tributária brasileira, respondendo pela maior parte do produto da arrecadação tributária no Brasil (Gassen, D'Araújo & Paulino, 2013). A Figura 1 ilustra a trajetória trimestral da alíquota tributária efetiva média sobre o consumo. A linha contínua representa a série histórica original da alíquota tributária estimada, ao passo que a linha tracejada representa essa mesma série histórica com ajuste sazonal realizado pelo método Census X-13 ARIMA. Destaca-se que esse padrão ilustrativo será seguido na análise das outras alíquotas tributárias estimadas.

Podem-se observar dois padrões bem definidos na série. Nos trimestres iniciais, notadamente entre 1997 e 2002, há um pronunciado crescimento na alíquota média, com um incremento de quase 10 pontos percentuais. Algumas razões ajudam a esclarecer tal crescimento. Em primeiro lugar, a variação se deu principalmente sobre os tributos (especialmente COFINS¹¹ e ICMS, que representam conjuntamente quase 80% do total dos tributos sobre consumo durante o período) e não sobre os agregados macroeconômicos, aqui entendidos como a soma do consumo das famílias e dos gastos da administração pública exclusive o pagamento aos trabalhadores da APU e a tributação sobre o consumo,

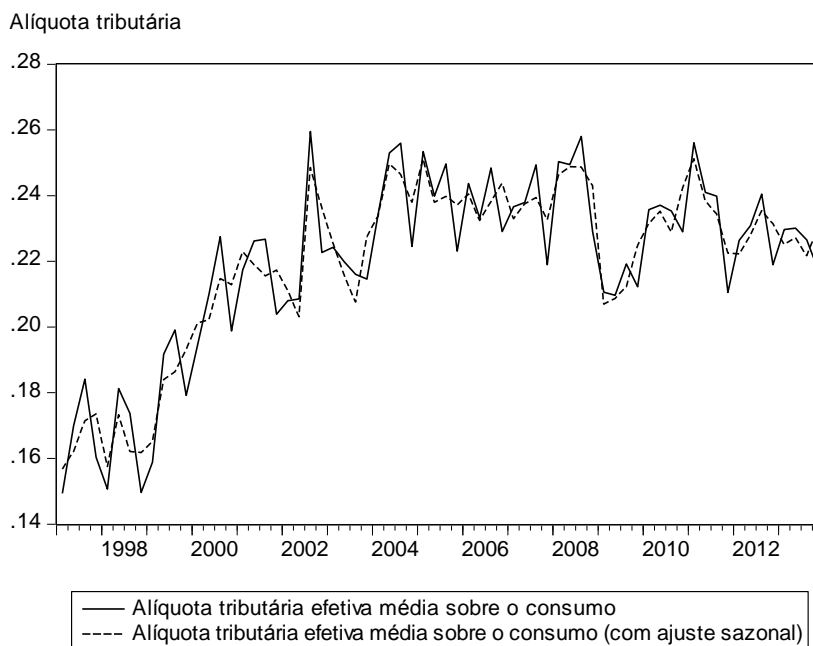
⁹O coeficiente de assimetria é definido como sendo a razão entre o momento centrado na média de ordem 3 e o desvio-padrão elevado ao cubo, isto é: $a = M_3/\sigma^3$.

¹⁰O coeficiente de momento de curtose é definido como sendo a razão entre o momento centrado na média de ordem 4 e o desvio-padrão elevado à quarta potência, isto é: $c = M_4/\sigma^4$.

¹¹A escolha da inclusão do COFINS como uma tributação sobre consumo se deveu ao fato de, apesar de ser classificada como uma contribuição social, não há uma conexão direta entre a sua arrecadação e sua transferência para o sistema de seguridade social, tal qual sugerido no nome do tributo. Neste ponto, logo, o trabalho segue os esforços de classificação de Orair, Gobetti, Leal & Silva (2013), assim como Azevedo & Fasolo (2015, 2015a).



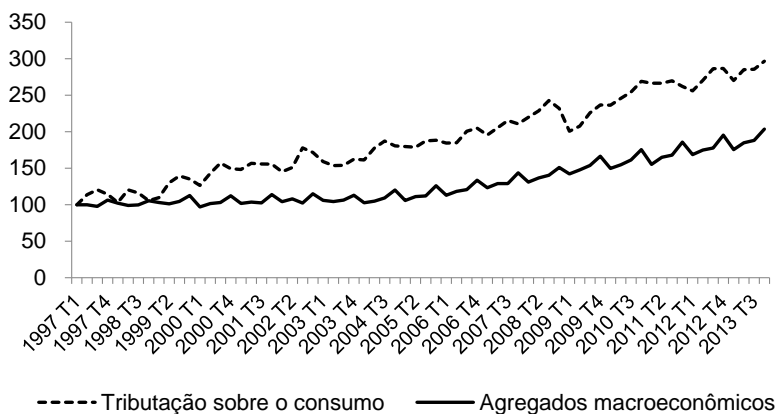
Figura 1. Alíquota tributária efetiva média sobre o consumo.



que são computados para a construção das alíquotas médias sobre o consumo. Em segundo lugar, pode haver um problema de cobertura do SIAFI nos anos iniciais das duas séries, por causa do crescimento real superior a 83% na arrecadação do COFINS entre 1997 e 2000. Como comparativo, a série do ICMS no mesmo período apresentou expansão real de 19%.

Para ilustrar, a Figura 2 apresenta a evolução comparativa dos índices dos componentes da alíquota sobre consumo do primeiro trimestre de 1997 até o quarto trimestre de 2013. Destaca-se que

Figura 2. Evolução dos componentes da alíquota tributária efetiva média sobre consumo (índices base: 100 = 1º Trimestre de 1997).



as variáveis foram deflacionadas pelo IPCA a preços do primeiro trimestre de 2006.¹² Observando o índice dos agregados macroeconômicos, nota-se uma estabilização nos anos iniciais da série, com um crescimento real médio de apenas 1,23% ao ano. Por outro lado, a série dos tributos sobre o consumo apresenta uma evolução real mais pronunciada, alcançando quase 5% de crescimento anual em média. O descompasso entre esses dois índices explica o incremento observado nas alíquotas médias sobre o consumo no período

O segundo padrão observado é a relativa estabilidade que as alíquotas sobre o consumo apresentaram, oscilando entre 20% e 25% no período compreendido entre os trimestres de 2004 e 2013, conforme ilustra a Figura 1. A estabilidade das alíquotas pode ser justificada por duas frentes. Primeiramente, pode-se observar o crescimento real dos tributos sobre consumo quando comparado aos agregados macroeconômicos durante o período, com os tributos sobre o consumo apresentando uma maior volatilidade nas taxas de crescimento. Por outro lado, o crescimento da economia brasileira teve como consequência a expansão do consumo das famílias e do governo. O crescimento econômico, assim como as mudanças ocorridas no padrão de consumo das famílias brasileiras, favoreceram o incremento da arrecadação tributária.

A exceção a esse padrão é a quebra estrutural observada no primeiro trimestre de 2009 devido à desaceleração econômica, levando a alíquota sobre consumo a passar por uma retração de 4 pontos percentuais, caindo de 25% para 21%. A redução na trajetória dessa alíquota deve-se à retração da arrecadação decorrente da queda do nível de atividade econômica provocada pela crise financeira internacional de 2008/2009, a qual provocou efeitos adversos sobre a arrecadação tributária relacionada à produção e à lucratividade das empresas, atingido o consumo das famílias. Em resposta, exigiu que o governo implementasse um esforço fiscal anticíclico baseado em um conjunto de medidas voltadas a estimular o crédito e o consumo como, por exemplo, as desonerações tributárias, o pacote habitacional, a redução da meta de superávit primário e a liberação de várias linhas de crédito por parte dos bancos oficiais.

4.2. Alíquota tributária efetiva média sobre a renda total das famílias

A Figura 3 revela que a tributação sobre a renda total das famílias é baixa no Brasil, corroborando as evidências obtidas por Araújo Neto & Souza (2003). Uma das explicações reside no fato de que a tributação da renda em países pobres e em desenvolvimento aplica-se sobretudo aos empregados do setor público e do setor privado formal, o que restringe a base tributária desse imposto (Tanzi, 1987; Araújo Neto & Souza, 2003). A forte sazonalidade na série no segundo trimestre de cada ano é justificada pela arrecadação do IRPF.

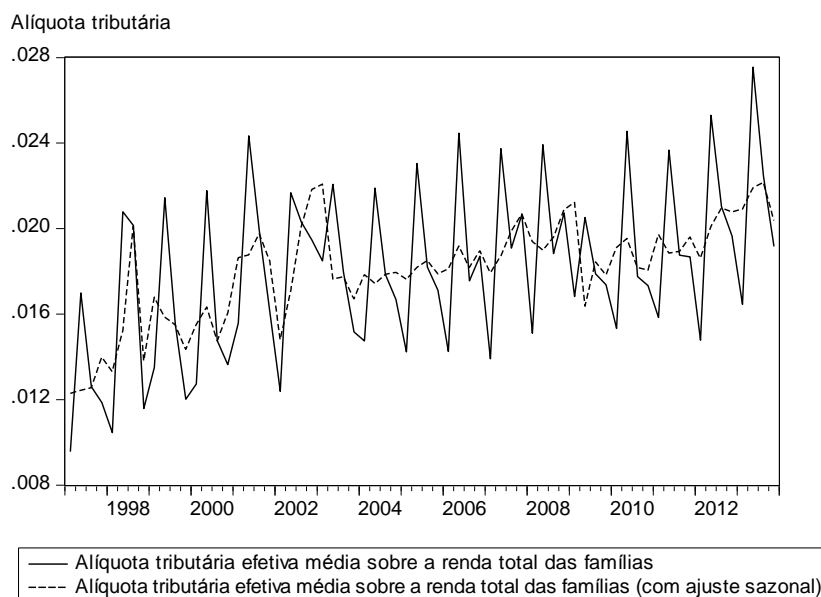
Analisando a evolução da tributação sobre a renda comparada com as remunerações (como as rendas de propriedade das famílias, os salários e o excedente das corporações), percebe-se que ocorreu uma grande expansão nas duas séries em todo o período. O crescimento real médio da tributação sobre a renda, por exemplo, superou os 10% durante todo o período, com um crescimento médio de 8,4% ao ano quando se considera somente a última década. Por outro lado, a variação das remunerações foi também elevada, ainda que bem inferior ao observado na tributação sobre a renda das pessoas físicas. As remunerações nos mesmos períodos, por outro lado, cresceram menos, com taxas médias anuais de 6,5 e 5,5%, respectivamente.

O crescimento mais robusto da tributação sobre a renda pode estar relacionado à elevação das remunerações aos trabalhadores bem como ao maior grau de formalização experimentado pela economia brasileira durante a última década. A comparação das alíquotas médias sobre a renda total das famílias

¹²Sabidamente, a escolha de um deflator único para as variáveis macroeconômicas não é a medida mais adequada, uma vez que cada uma delas possui deflatores implícitos na cesta de produtos. Esta análise por decomposição se seguirá para análise das alíquotas sobre a renda, trabalho e capital.



Figura 3. Alíquota tributária efetiva média sobre a renda total das famílias.



com cortes nos cinco anos iniciais (1997 até 2001) e nos cinco anos finais (2009 até 2013) mostra uma elevação da alíquota tributária média de 1,72% para 2,21%.

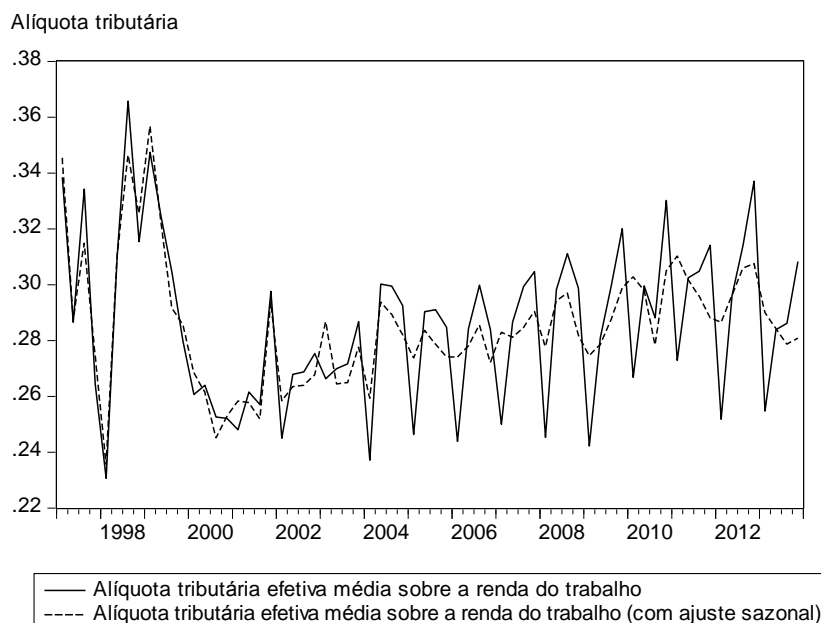
4.3. Alíquota tributária efetiva média sobre a renda do trabalho

Conforme argumentam Santana et al. (2013), a estimação da alíquota tributária sobre a renda do trabalho fornece informações sobre a estrutura de incentivos com que os indivíduos deparam-se no momento da decisão de oferta de trabalho. A imposição de um imposto sobre a renda do trabalho pode ser considerada como um desincentivo à oferta de trabalho, uma vez que reduz a renda do trabalho líquida de impostos.

A tributação sobre a renda do trabalho, ilustrada na Figura 4, configura-se na maior alíquota tributária efetiva média quando comparada à renda, consumo e capital. Essa situação evidencia que, no Brasil, tributam-se mais as rendas derivadas do trabalho, uma vez que essa tributação ocorre de forma progressiva, de acordo com tabela de alíquotas crescentes para faixas de renda mais altas. Esse fato explica a trajetória de crescimento dessa alíquota tributária após o ano de 2000.

A média no período foi de 28,6%, havendo uma relativa estabilidade acompanhada de um pronunciado padrão sazonal nos últimos trimestres de cada ano devido ao incremento de receitas de contribuições sociais dos regimes de previdência decorrentes das parcelas de décimo-terceiro salário que são tributadas.

O padrão de estabilidade na tributação sobre a renda do trabalho pode ser compreendido abordando a evolução das contribuições sociais e dos salários da economia. Ainda que possuam padrão sazonal semelhante, uma vez que parte relevante das contribuições previdenciárias para o Regime Geral de Previdência Social e dos milhares de Regimes Próprios da Previdência Social são aplicados sobre o salário, a taxa de crescimento verificada diferiu no período. Os salários da economia tiveram um incremento real médio de 7,9% no período, enquanto as contribuições sociais cresceram aproximadamente 5,8% ao ano em média.

Figura 4. Alíquota tributária efetiva média sobre a renda do trabalho.

Esse resultado justifica-se porque as contribuições crescem, basicamente, por três motivos: aumento no quantitativo de trabalhadores inseridos nos regimes de previdência, elevação do salário dos trabalhadores e alterações nas alíquotas de contribuição. Para o caso brasileiro, os dois primeiros motivos foram observados durante o período, provocando o crescimento da massa salarial e elevando as receitas com contribuição social.

4.4. Alíquota tributária efetiva média sobre a renda do capital

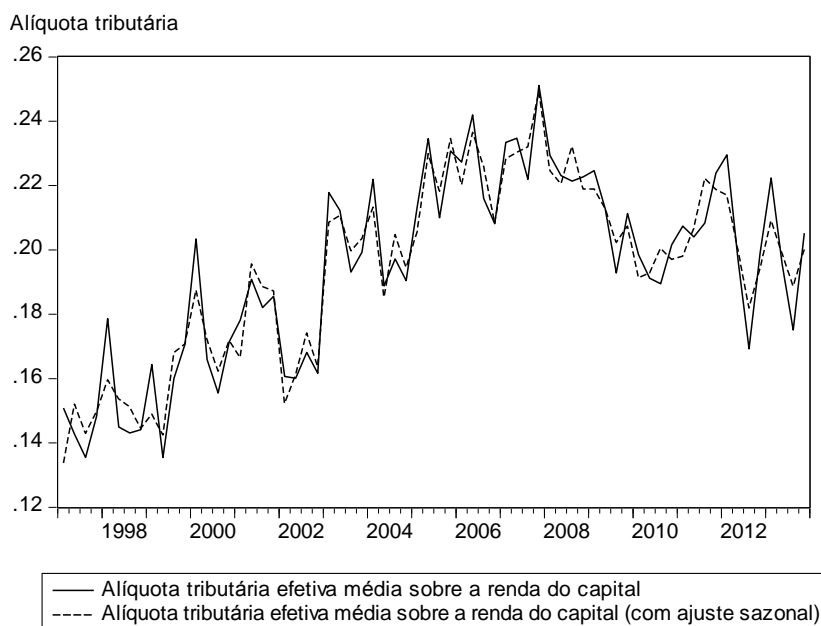
A Figura 5 reporta que a tributação sobre o capital passou por dois regimes no período estudado. Primeiramente, um crescimento quase ininterrupto nos dez primeiros anos da série, com elevação de 10 pontos percentuais no período, seguido de uma reversão que, iniciada ao final de 2008, retraiu as alíquotas sobre o capital em 6 pontos percentuais até 2013. A alíquota média sobre a renda do capital foi 19,5% no período como um todo.

Gobetti & Orair (2016) destacam que algumas mudanças nas últimas décadas reduziram o nível de tributos sobre as rendas do capital no Brasil. Por exemplo, os dividendos distribuídos aos acionistas de empresas, que antes eram tributados em 15% na pessoa física, passaram a não mais ser tributados a partir de 1996 (Lei 9.249/95), sendo instituída na mesma lei a figura de juros sobre o capital próprio, uma parcela a ser deduzida do lucro bruto e que funcionaria como nova base de cálculo que os tributos IRPJ e CSLL passariam a ser arrecadados. O efeito dessa alteração foi uma redução significativa no volume arrecadado em tributos sobre capital, sendo considerada pelos autores como um retrocesso em termos de progressividade tributária.

O comportamento da alíquota sobre capital pode ser avaliado a partir da comparação entre a tributação típica sobre capital (principalmente IRPJ, CSLL, IOF e IRRF sobre o capital) e o Excedente Operacional Bruto (EOB) da economia. As maiores variações na alíquota sobre a renda do capital ocorreram no intervalo compreendido entre 1997 e 2003. Neste período, houve um crescimento mais acelerado da tributação sobre o capital vis-à-vis ao EOB, com taxas médias anuais de crescimento de 6,4 e 4,7%,



Figura 5. Alíquota tributária efetiva média sobre a renda do capital.



respectivamente. Por outro lado, devido ao fim da CPMF e desonerações realizadas no IOF, ocorreu uma reversão expressiva no ritmo da arrecadação tributária sobre o capital em relação ao EOB da economia no período entre 2008 e o final da amostra, com as taxas médias anuais de crescimento reduzindo-se para 2,7 e 3,4%, respectivamente. Essas mudanças nas taxas médias de crescimento daquelas variáveis explicam as principais oscilações observadas na alíquota tributária efetiva média sobre a renda do capital durante o período aqui analisado.

Comparando os resultados obtidos com a literatura existente, Paes & Bugarin (2006), por exemplo, estimaram que o valor da alíquota tributária efetiva média sobre a renda do capital no Brasil é de 15,30%, sem contar a tributação dos rendimentos de aplicações financeiras. Por sua vez, a calibração usada por Pereira & Ellery Júnior (2011) indica uma alíquota tributária sobre o capital em 34%, muito acima daquela encontrada no presente estudo.

5. CONCLUSÕES E IMPLICAÇÕES DE POLÍTICAS

As alíquotas tributárias efetivas médias macroeconômicas têm sido amplamente utilizadas na literatura internacional em análises econômicas empíricas para a aproximação de tributos que distorcem decisões econômicas fundamentais, principalmente relacionadas a emprego, poupança e investimento. O sistema tributário brasileiro, por sua vez, possui diversas taxas, impostos e contribuições, alguns com alíquotas fixas, outros que dependem do nível de renda e de características familiares, fazendo-se necessário calcular as alíquotas tributárias médias com as quais o agente se defronta (Santana et al., 2013). O presente estudo teve por objetivo calcular essas alíquotas tributárias relacionadas ao consumo, à renda do trabalho e à renda do capital, utilizando dados de arrecadação tributária e das contas nacionais no período de 1997 a 2013 seguindo a metodologia proposta por Mendoza et al. (1994). Segundo essa metodologia, a partir de uma economia fechada e com governo, na qual há somente consumo, trabalho e capital, procura-se estimar um vetor de alíquotas sobre tais bens que seja consistente com a diferença entre seus preços antes e depois da tributação. Observa-se, assim, qual

o tamanho da distorção decorrente da cobrança do tributo. Aplicou-se, também, distintos métodos de desagregação temporal com o intuito de estimar as alíquotas tributárias médias na frequência trimestral.

Em termos de implicações de políticas, os resultados indicaram que o governo tem onerado de maneira mais pesada as rendas do trabalho e do capital. As alíquotas sobre a renda do trabalho podem ser compreendidas a partir do crescente peso que as contribuições sociais (e indiretamente a previdência) exercem sobre a carga tributária bruta. Isto resulta do processo de incremento de receitas do orçamento de seguridade social e, conseqüentemente, de um maior volume das chamadas Transferências Públicas de Assistência e Previdência e Subsídios (TAPS), ou seja, da receita que arrecadada pelo governo retorna às famílias sem contrapartida. Da diferença entre as duas variáveis supracitadas se obtêm o conceito de carga tributária líquida, que é relevante para se compreender a renda das famílias e a sua alocação entre os grandes componentes macroeconômicos.

De maneira alternativa, destaca-se que uma maior alíquota sobre a renda do trabalho pode alterar incentivos e o *trade-off* lazer-trabalho, bem como conferir às empresas um maior custo inerente a contratação dos trabalhadores. Em relação à alíquota sobre o capital, observou-se uma estabilidade por quase toda a década de 2000, com alíquotas médias em um intervalo de 20% a 25%. O maior incremento da alíquota sobre o capital esteve relacionado, no final da série, à ocorrência de receitas extraordinárias, como as receitas de dividendos. Esse ponto lança luz à possibilidade de distorção do presente modelo por não indicar necessariamente uma mudança de postura do governo bem como não permitir uma análise mais profunda sobre as conseqüências políticas de tal incremento. A interpretação macroeconômica, bem como os fatos estilizados, indicam que a tributação sobre o capital é aquela que mais impacta o bem-estar social ao distorcer as decisões de investimento das empresas.

As alíquotas sobre o consumo e renda total das famílias apresentaram menores valores. A primeira ficou abaixo dos níveis encontrados em outros trabalhos, como Araújo Neto & Souza (2003), assim como Paes & Bugarin (2006). A alíquota de renda total das famílias ficou em patamares muito baixos, possivelmente devido à hipótese da reduzida base de incidência, resumida aos empregados do setor público e do setor privado formal. Possivelmente, encontrar-se-iam resultados diferentes para essa alíquota em específico caso fossem utilizados extratos de rendas para os diversos grupos de família.

Direcionamentos para pesquisas futuras que possam utilizar as séries históricas das alíquotas tributárias efetivas médias macroeconômicas aqui estimadas são numerosos. Por exemplo, sugere-se um maior entendimento sobre o papel da mudança dessas alíquotas tributárias em relação à flutuação do nível de atividade econômica. Prescott & Ohanian (2012) argumentam que elevadas alíquotas tributárias na renda do trabalho e no consumo reduzem o incentivo para se trabalhar ao tornar o consumo mais caro em relação ao lazer. Além disso, essas alíquotas tributárias estimadas podem ser tornar um insumo útil para diversas análises de política fiscal, tanto em termos de se testar implicações da teoria macroeconômica, quanto em recomendações de políticas públicas como, por exemplo, a quantificação de ineficiências existentes em sistemas tributários e a mensuração de ganhos com reformas tributárias por meio de modelos de equilíbrio geral dinâmicos e estocásticos (DSGE) que considerem tributação distorciva. Outro esforço acadêmico interessante seria analisar o comportamento dos gastos governamentais que se financiam com essas alíquotas tributárias. Algumas dessas sugestões já são objetos de pesquisas em andamento.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Abeysinghe, T., & Lee, C. (1998). Best linear unbiased disaggregation of annual GDP to quarterly figures: The case of Malaysia. *Journal of Forecasting*, 17(7), 527–537.
- Amusa, A. (2004). A macroeconomic approach to estimating effective tax rates in South Africa. *South Africa Journal of Economic and Management Sciences*, 7(1).



- Araújo Neto, V. B., & Souza, M. C. S. d. (2003). Tributação da renda e do consumo no Brasil: Uma abordagem macroeconômica. *Estudos Econômicos*, 1(33), 5–42.
- Azevedo, C. F., & Fasolo, A. M. (2015). *Effective tax rates on consumption and factor incomes: A quarterly frequency estimation for Brazil* (Working Paper N° 398). Banco Central do Brasil.
- Azevedo, C. F., & Fasolo, A. M. (2015a). *Alíquotas efetivas dos impostos sobre o consumo e a renda dos fatores: Uma estimação em frequência trimestral para o Brasil* (Monografia premiada em 3º lugar no XX Prêmio Tesouro Nacional).
- Boot, J. C. G., Feibes, W. & Lisman, J. H. (1967). Further methods of derivation of quarterly figures from annual data. *Applied Statistics*, 16(1), 65–75.
- Carey, D., & Rabesona, J. (2002). Tax ratios on labour and capital income and on consumption. *OECD Economic Studies*, 35. Disponível em: <http://www.oecd.org/eco/public-finance/22027720.pdf>
- Carey, D., & Tchilinguirian, H. (2000). *Average effective tax rates on capital, labour and consumption* (Working Paper N° 258). OCDE Economics Department.
- Chow, G. C., & Lin, A. (1971). Best linear unbiased interpolation, distribution, and extrapolation of time series by related series. *The Review of Economics and Statistics*, 53(4), 372–375.
- Denton, F. T. (1971). Adjustment of monthly or quarterly series to annual totals: An approach based on quadratic minimization. *Journal of the American Statistical Society*, 66(333), 99–102.
- Devereux, M. P., & Griffith, R. (1998). *The taxation of discrete investment choices* (Working Paper N° 98/16). Institute of Fiscal Studies.
- Di Fonzo, T. (2003). *Temporal disaggregation of economic time series: Towards a dynamic extension* (Working Papers and Studies, Theme 1 – General Statistics). European Commission (Eurostat).
- Fernandez, R. B. (1981). Methodological note on the estimation of time series. *Review of Economic and Statistics*, 63(3), 471–478.
- Gadelha, S. R. B., & Divino, J. A. (2012). Estímulo fiscal, impostos distorcivos e o ciclo econômico brasileiro. In 34º *Encontro Brasileiro de Econometria*, Porto de Galinhas, PE.
- Gadelha, S. R. B., & Divino, J. A. (2013). Fiscal stimulus, distortionary taxation and Brazilian business cycle. In *XXVIII Latin American Meeting of the Econometric Society (LACEA–LAMES 2013)*, Cidade do México.
- Gassen, V., D’Araújo, P. J. S. & Paulino, S. R. F. (2013). Tributação sobre consumo: O esforço em onerar mais quem ganha menos. *Sequência*(66), 213–234.
- Gobetti, S. W., & Orair, R. O. (2016). *Progressividade tributária: A agenda negligenciada* (Texto para Discussão N° TD 2190). Rio de Janeiro: IPEA.
- Litterman, R. B. (1983). A random walk, Markov model for the distribution of time series. *Journal of Business and Economic Statistics*, 1(2), 169–173.
- Lledó, V. D. (2005). *Tax system under fiscal adjustment: A dynamic CGE analysis of the Brazilian tax reform* (IMF Working Paper N° 05/142). International Monetary Fund.
- Mendoza, E. G., Razin, A. & Tesar, L. (1994). Effective tax rates in macroeconomics: Cross-country estimates of tax rates on factor incomes and consumption. *Journal of Monetary Economics*, 34, 297–323.
- Monch, E., & Uhlig, H. (2005). Towards a monthly business cycle chronology for the euro area. *Journal of Business Cycle Measurement and Analysis*, 43–69.
- Orair, R. O., Gobetti, S. W., Leal, E. M. & Silva, W. d. J. (2013, outubro). *Carga tributária brasileira: estimação e análise dos determinantes da evolução recente: 2002–2012* (Texto para Discussão N° 1875). Brasília, DF: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Disponível em: http://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com_content&view=article&id=20017

- Orair, R. O., Santos, C. H. M., Silva, W. J., Brito, J. M. M., Silva, H. L., Rocha, W. S. & Ferreira, A. S. (2014). Uma metodologia de construção de séries de alta frequência das finanças municipais no Brasil com aplicação para o IPTU e o ISS (2004–2010). In C. H. M. d. Santos & R. R. Gouvêa (Eds.), *Finanças públicas e macroeconomia no Brasil: Um registro da reflexão do IPEA (2008–2014)* (cap. 3). Brasília: IPEA.
- Paes, N. L., & Bugarin, M. N. S. (2006). Parâmetros tributários da economia brasileira. *Estudos Econômicos*, 36(4), 699–720.
- Pereira, F. M., & Ellery Júnior, R. G. (2011). Política fiscal, choques externos e ciclo econômico no Brasil. *Economia*, 12(3), 445–474.
- Prescott, E. C., & Ohanian, L. E. (2012, December 11). *Taxes are much higher than you think*. Wall Street Journal. Acessado em 26 dezembro 2016: <http://www.wsj.com/articles/SB10001424127887324469304578142790851767144>
- Ruggeri, G. C., & Vincent, C. (2000). Effective average tax rates on capital income and labour income. *Canadian Tax Journal*, 48(5).
- Santana, P. J., Siqueira, R. B. & Nogueira, J. R. (2013). Tributação sobre a oferta de trabalho: Alíquotas efetivas a partir de um modelo de microsimulação. In *41º Encontro Nacional de Economia*, Foz do Iguaçu.
- Santos, C. H. d., & Costa, F. R. (2008). Uma metodologia de estimação da carga tributária bruta brasileira em bases trimestrais. *Economia Aplicada*, 12(4), 581–606. doi: 10.1590/S1413-80502008000400003
- Silva, J. M. C. S., & Cardoso, F. N. (2001). The Chow–Lin method using dynamic models. *Economic Modelling*, 18(2), 269–280.
- Tanzi, V. (1987). Quantitative characteristics of the tax systems of developing countries. In D. Newberry & N. Stern (Eds.), *The theory of taxation for developing countries*. Oxford University Press.

APÊNDICE A. MÉTODOS DE DESAGREGAÇÃO TEMPORAL

Os métodos de desagregação temporal evoluíram dos modelos que utilizavam a própria série de baixa frequência adicionando restrições para se estimar as séries de alta frequência, como observamos em Boot, Feibes & Lisman (1967), pioneiros nessa abordagem, para modelos que utilizam mínimos quadrados além da primeira e a segunda diferença minimizada sujeito as restrições da serie de baixa frequência como propôs Denton (1971), contudo sem estabelecer nenhuma hipótese adicional sobre os erros dessa regressão.

Seguindo o trabalho seminal de Chow & Lin (1971), uma variedade de outras abordagens foram publicadas a fim de se encontrar soluções para alguns problemas relacionados ao procedimento proposto por esses autores. Contudo, a melhor opção para uma pesquisa nessa área é recorrer a métodos diferentes, a fim de se obter interpolações mensais satisfatórias a partir de observações trimestrais (Abeysinghe & Lee, 1998).

Existem métodos paramétricos, como Chow & Lin (1971), que fazem uso de regressões assumindo erros com processo autorregressivo de primeira ordem, AR(1). Eles utilizam mínimos quadrados ordinários factíveis para dar uma solução numérica à estimação do componente autorregressivo. Outros autores, como Silva & Cardoso (2001), fazem uso de modelos de regressão dinâmica com máxima verossimilhança restrita, em que os componentes dinâmicos são estimados na região de estacionariedade $(-1, 1)$. Por outro lado, Monch & Uhlig (2005) trabalham com modelos de espaço de estados por meio do Filtro de Kalman com máxima verossimilhança recursiva.

Chow & Lin (1971) definiram o problema inicial. Em primeiro lugar, existe uma questão de agregação temporal, ou seja, os dados de alta frequência convertidos em dados de baixa frequência. Em segundo lugar, existe o oposto, isto é, dados de baixa frequência convertidos em dados de alta frequência.



Define-se $y_t = y_{h,t}$ como sendo dados em alta frequência no tempo t . Analogamente, $y_t = y_{l,t}$ são os dados em baixa frequência no tempo t .

$$Y_{l,t} = \sum_{i=1}^s c_i y_{h,i,t}, \quad (\text{A-1})$$

$$Y_{l,t} = C Y_{h,t}, \quad (\text{A-2})$$

$$Y_{h,t} = A Y_{l,t}, \quad (\text{A-3})$$

onde s representa alguma agregação temporal, C representa uma matriz de agregação temporal e A representa uma matriz de desagregação temporal. Por exemplo, uma matriz de agregação temporal relacionada com os dados mensais convertidos em trimestral poderia ter o seguinte formato:

$$C_{t \times 3t} = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 1 & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 1 \end{pmatrix}. \quad (\text{A-4})$$

Caso se tenha covariáveis que sejam cointegradas (ou estacionárias em nível), tanto com dados em alta frequência quanto com os dados em baixa frequência, então podemos ter os seguintes modelos:

$$Y_{h,t} = X'_{h,t} \beta + u_{h,t} u_{h,t} \mathcal{N}(0, V_{h,t}), \quad (\text{A-5})$$

$$Y_{l,t} = X'_{l,t} \beta + u_{l,t} u_{l,t} \mathcal{N}(0, V_{l,t}). \quad (\text{A-6})$$

onde $V_{h,t}$ e $V_{l,t}$ são respectivamente, as matrizes de variância-covariância dos dados de alta frequência e de baixa frequência, respectivamente. A relação entre os dados de alta e de baixa frequências podem ser obtidos por meio da matriz de desagregação temporal, da seguinte forma:

$$\hat{Y}_{h,t} = A(X'_{l,t} \beta + u_{l,t}) \Leftrightarrow \hat{Y}_{h,t} = A Y_{l,t}, \quad (\text{A-7})$$

com

$$u_{h,t} = \theta u_{h,t-1} + \epsilon_t \epsilon_t \mathcal{N}(0, \sigma_\epsilon^2). \quad (\text{A-8})$$

Silva & Cardoso (2001) consideram um modelo dinâmico ARMAX (*auto-regressive moving average with exogenous variables*) com a seguinte especificação:

$$\hat{Y}_{l,t} = C(\varphi Y_{h,t-1} + X'_{h,t} \beta + u_{h,t}), \quad (\text{A-9})$$

$$u_{h,t} = \theta u_{h,t-1} + \epsilon_t \epsilon_t \mathcal{N}(0, \sigma_\epsilon^2). \quad (\text{A-10})$$

Silva & Cardoso (2001) utilizam o método de estimação de máxima verossimilhança restrita à região de estacionariedade $(-1, 1)$. Diante da evidência de autocorrelação na série de $Y_{l,t}$, Di Fonzo (2003) sugere a utilização do método dinâmico de Silva & Cardoso (2001).

Outros casos para especificação do processo gerador das séries de alta frequência foram estudados na literatura. De acordo com Litterman (1983), esse processo seria um modelo de regressão com erros seguindo um ARIMA $(1, 1, 0)$:

$$\Delta u_{h,t} = \theta \Delta u_{h,t-1} + \epsilon_t \epsilon_t \mathcal{N}(0, \sigma_\epsilon^2). \quad (\text{A-11})$$

Litterman (1983) explicitamente assume que o processo $u_{h,t}$ tem como ponto inicial $t = 0$ os valores $\Delta u_{h,0} = u_{h,0} = 0$. Essa hipótese em algumas situações pode não ser adequada. Nesse contexto, Fernandez (1981) propôs assumir que $\theta = 0$ e, com isso, $u_{h,t}$ teria o comportamento de um passeio aleatório.

Todos os métodos apresentados nessa seção fazem uso de covariáveis de alta frequência para estimar a alta frequência não observada de uma série qualquer. Diferentes abordagens têm sido dadas a seleção dessas covariáveis, contudo trata-se ainda de uma questão em discussão na literatura.

No presente estudo, as seguintes séries na frequência anual foram utilizadas no procedimento de desagregação temporal: PEI, EOB, FGTS, IPTU, ITBI, ISS, OSPUE, W e G_w , conforme definidas na seção 3.3. É importante ressaltar que o presente estudo abrange o período de 1997 a 2013 devido à disponibilidade de dados. Mas, o detalhamento do procedimento de cálculo permite uma fácil atualização das alíquotas tributárias mediante a disponibilidade dos dados.

Nota-se, portanto, que os métodos de desagregação temporal aqui utilizados representam um aprimoramento em comparação a outros estudos, como (Azevedo & Fasolo, 2015, 2015a).

Cada série desagregada seguiu o mesmo procedimento descritos nos seguintes passos:

- 1) A seleção do conjunto de covariáveis que foi utilizado para cada uma das séries temporais anuais desagregadas seguiu a metodologia apresentada em Monch & Uhlig (2005). Mas, entraram como covariáveis no modelo para desagregação, as covariáveis com correlações contemporâneas em primeira diferença estatisticamente significantes, utilizando-se a correlação em primeira diferença para eliminação de possíveis correlações espúrias associadas à presença de raiz unitária (ver relação de covariáveis na Tabela A-1).
- 2) Foram testados para cada série anual diferentes modelos de desagregação com o conjunto selecionado de covariáveis, sendo que o modelo escolhido foi àquele que apresentou aderência às hipóteses testadas de raízes unitárias, tanto da variável a ser desagregada quanto de suas covariáveis selecionadas, valores desagregados positivos e maiores valores do coeficiente de determinação do modelo (R^2);
- 3) Obtiveram-se as estimativas trimestrais por meio do modelo selecionado.

A Tabela A-2 apresenta os resultados dos modelos obtidos nesses procedimentos. Observa-se que a maior parte das séries a serem desagregadas tiveram o melhor ajuste dado pelo modelo de Silva & Cardoso (2001). Em todos os casos, quanto à qualidade do ajuste, o coeficiente de determinação R^2 apresenta valores elevados para a explicação da variabilidade observada para desagregação anual das séries. Como era esperado, o ajuste do modelo de Denton (1971) apresentou o menor valor de R^2 . Contudo, os ajustes dos demais modelos para a série de contribuições previdenciárias do funcionalismo público subnacional apresentaram valores negativos, exceto para o modelo proposto por Denton (1971), justificando assim sua escolha.

Tabela A-1. Relação de covariáveis.

1 PIB Agropecuária	13 ANFAVEA (Produção Nacional de automóveis)	23 Aço
2 PIB Indústria	14 ANFAVEA (Produção Nacional de Comerciais Leves)	24 PIM
3 PIB Serviços	15 ANFAVEA (Produção Nacional de Caminhões)	25 IOF
4 Impostos	16 ANFAVEA (Produção Nacional de Ônibus)	26 IRPF
5 Consumo do Governo	17 Máquinas agrícolas e rodoviárias	27 IRPJ
6 Exportação	18 Tratores de rodas	28 IRRNF
7 Importação	19 Tratores de esteiras	29 Salário Educação
8 Consumo das Famílias	20 Cultivadores motorizados	30 Imposto de Importação
9 Impostos sobre Produtos – PIB	21 Colheitadeiras de grãos	31 IPI
10 QTD_FGTS	22 Retroscavadeiras	32 PIS/PASEP
11 VALOR_FGTS_(R\$ mil)		33 CSLL
12 ANFAVEA (Produção Nacional de Auto veículos Total)		34 CPMF
		35 CIDE

Tabela A-2. Modelos de desagregação temporal utilizados para cada série de dados.

Série Anual	Modelo com melhor ajuste		Somma R ²	Modelo com melhor ajuste		Média R ²
	— Soma ^a —			— Média ^b —		
1 PEI	Fernandez (1981)	0,92	Fernandez (1981)	0,84		
2 EOB	Silva Et Cardoso (2001)	0,93	Silva Et Cardoso (2001)	0,86		
3 OSPUE	Silva Et Cardoso (2001)	0,91	Silva Et Cardoso (2001)	0,89		
4 IPTU	Silva Et Cardoso (2001)	0,91	Silva Et Cardoso (2001)	0,98		
5 ISS	Silva Et Cardoso (2001)	0,86	Silva Et Cardoso (2001)	0,99		
6 W	Silva Et Cardoso (2001)	0,92	Silva Et Cardoso (2001)	0,90		
7 G _W	Silva Et Cardoso (2001)	0,92	Silva Et Cardoso (2001)	0,85		
8 PVA	Silva Et Cardoso (2001)	0,86	Silva Et Cardoso (2001)	0,90		
9 CONTRA_SOCIAL_EMP	Silva Et Cardoso (2001)	0,92	Silva Et Cardoso (2001)	0,89		
10 ICMS	Silva Et Cardoso (2001)	0,95	Silva Et Cardoso (2001)	0,91		
11 IR_SEVV_PUBL_SUB	Litterman (1983)	0,82	Fernandez (1981)	0,91		
12 Contribuições previdenciárias do funcionalismo público subnacional	Denton (1971)	0,73	Denton (1971)	0,53		
13 Proxy patronal do FP Subnacional	Litterman (1983)	0,82	Fernandez (1981)	0,82		
14 Contribuição do salário educação	Silva Et Cardoso (2001)	0,89	Silva Et Cardoso (2001)	0,90		
15 Contribuição para Sesi, Sesc, Senai e Senac	Silva Et Cardoso (2001)	0,91	Silva Et Cardoso (2001)	0,92		
16 Demais Impostos s/ capital	Chow Et Lin (1971)	0,68	Chow Et Lin (1971)	0,71		
17 ITBI-ITCMD	Silva Et Cardoso (2001)	0,93	Silva Et Cardoso (2001)	0,93		
18 FGTS	Silva Et Cardoso (2001)	0,87	Silva Et Cardoso (2001)	0,87		
19 ITBI	Silva Et Cardoso (2001)	0,87	Silva Et Cardoso (2001)	0,90		

Notas: ^a Indica que o modelo estimado tem uma matriz de agregação temporal onde a soma coincide com o valor observado da série de baixa frequência. ^b Indica que o modelo estimado tem uma matriz de agregação temporal onde a média coincide com o valor observado da série de baixa frequência.

APÊNDICE B. ALÍQUOTAS TRIBUTÁRIAS EFETIVAS MÉDIAS MACROECONÔMICAS

Tabela B-3. Alíquotas tributárias efetivas médias trimestrais.

Data	Consumo τ_c	Renda τ_h	Trabalho τ_l	Capital τ_k	Data	Consumo τ_c	Renda τ_h	Trabalho τ_l	Capital τ_k
1997 T1	0,1494	0,0096	0,3385	0,1508	2005 T3	0,2497	0,0182	0,2911	0,2100
1997 T2	0,1700	0,0170	0,2865	0,1427	2005 T4	0,2231	0,0171	0,2847	0,2307
1997 T3	0,1841	0,0126	0,3343	0,1355	2006 T1	0,2437	0,0143	0,2439	0,2273
1997 T4	0,1603	0,0119	0,2643	0,1484	2006 T2	0,2332	0,0245	0,2843	0,2420
1998 T1	0,1507	0,0105	0,2306	0,1787	2006 T3	0,2484	0,0176	0,2998	0,2160
1998 T2	0,1813	0,0208	0,3100	0,1449	2006 T4	0,2290	0,0187	0,2839	0,2081
1998 T3	0,1737	0,0202	0,3658	0,1431	2007 T1	0,2366	0,0139	0,2500	0,2334
1998 T4	0,1496	0,0116	0,3154	0,1441	2007 T2	0,2379	0,0237	0,2866	0,2347
1999 T1	0,1588	0,0135	0,3474	0,1644	2007 T3	0,2494	0,0191	0,2993	0,2220
1999 T2	0,1918	0,0214	0,3245	0,1355	2007 T4	0,2190	0,0207	0,3047	0,2511
1999 T3	0,1991	0,0155	0,3044	0,1601	2008 T1	0,2504	0,0151	0,2453	0,2294
1999 T4	0,1792	0,0120	0,2799	0,1708	2008 T2	0,2495	0,0239	0,2982	0,2231
2000 T1	0,1947	0,0127	0,2607	0,2034	2008 T3	0,2580	0,0188	0,3111	0,2214
2000 T2	0,2100	0,0218	0,2640	0,1659	2008 T4	0,2291	0,0207	0,2988	0,2227
2000 T3	0,2275	0,0148	0,2526	0,1555	2009 T1	0,2106	0,0168	0,2422	0,2246
2000 T4	0,1988	0,0136	0,2521	0,1714	2009 T2	0,2097	0,0205	0,2810	0,2128
2001 T1	0,2174	0,0156	0,2480	0,1782	2009 T3	0,2192	0,0179	0,2996	0,1929
2001 T2	0,2262	0,0243	0,2615	0,1908	2009 T4	0,2123	0,0174	0,3200	0,2113
2001 T3	0,2267	0,0199	0,2571	0,1821	2010 T1	0,2357	0,0153	0,2668	0,1985
2001 T4	0,2039	0,0161	0,2976	0,1856	2010 T2	0,2371	0,0246	0,2995	0,1912
2002 T1	0,2080	0,0124	0,2450	0,1607	2010 T3	0,2353	0,0178	0,2882	0,1895
2002 T2	0,2086	0,0217	0,2679	0,1601	2010 T4	0,2290	0,0173	0,3301	0,2016
2002 T3	0,2595	0,0203	0,2688	0,1682	2011 T1	0,2561	0,0158	0,2729	0,2074
2002 T4	0,2227	0,0195	0,2754	0,1616	2011 T2	0,2410	0,0237	0,3024	0,2040
2003 T1	0,2243	0,0185	0,2663	0,2178	2011 T3	0,2399	0,0188	0,3048	0,2084
2003 T2	0,2198	0,0221	0,2699	0,2123	2011 T4	0,2105	0,0187	0,3141	0,2239
2003 T3	0,2160	0,0180	0,2717	0,1931	2012 T1	0,2264	0,0148	0,2518	0,2296
2003 T4	0,2146	0,0152	0,2868	0,1993	2012 T2	0,2309	0,0253	0,2962	0,1970
2004 T1	0,2344	0,0147	0,2371	0,2219	2012 T3	0,2404	0,0210	0,3142	0,1692
2004 T2	0,2530	0,0219	0,3002	0,1888	2012 T4	0,2190	0,0197	0,3370	0,1991
2004 T3	0,2560	0,0179	0,2995	0,1971	2013 T1	0,2297	0,0165	0,2547	0,2224
2004 T4	0,2245	0,0167	0,2925	0,1904	2013 T2	0,2301	0,0276	0,2839	0,1954
2005 T1	0,2534	0,0142	0,2463	0,2134	2013 T3	0,2265	0,0225	0,2862	0,1750
2005 T2	0,2398	0,0230	0,2903	0,2346	2013 T4	0,2175	0,0192	0,3083	0,2052



Fiscal strategic interaction in Brazil: An analysis of Fiscal War of Ports

ENLINSON MATTOS*

FABIANA ROCHA†

JOÃO MALUF JÚNIOR‡

Contents: 1. Introduction; 2. Brazilian State Tax System; 3. Empirical strategy; 4. Data; 5. Estimation results; 6. Conclusion; Appendix.

Keywords: Fiscal War of Ports, Strategic Behavior, States.

JEL Code: H2, H7.

The purpose of this paper is to evaluate a particular competitive interaction among Brazilian states, the Fiscal War of Ports (FWP) and to verify if Resolution 13/2012, which reduced the tax rate on imported goods in interstate sales, had the desired impact. Using monthly data on state importing levels during the period from January 2010 to April 2015 we find evidence that Brazilian states do engage in spatial interaction, and that Resolution 13/2012 has changed the spatial interaction among states since 2013 and more deeply in the beginning of 2014.

O objetivo deste trabalho é avaliar a eventual interação competitiva entre os estados brasileiros, a Guerra Fiscal de Portos (FWP) e verificar se a Resolução 13/2012, que reduziu a alíquota sobre bens importados nas vendas interestaduais, teve o impacto desejado. Usando dados mensais sobre os níveis de importação do estado no período de janeiro de 2010 a abril de 2015, encontramos evidências de que os estados brasileiros se envolvem na interação espacial e que a R13 mudou a interação espacial entre os estados desde 2013 e mais profundamente no início de 2014.

1. INTRODUCTION

Fiscal competition models usually assume that jurisdictions finance the provision of public goods with taxes on local capital. Capital is nationally fixed, but can easily move to other jurisdictions in response to tax-rate differentials, while labor is typically immobile.

There are two versions of these models. According to the competitive version, jurisdictions are small relative to the economy and thus are unable to affect the net-of-tax return to capital. As a result, tax rates in other jurisdictions are irrelevant, and strategic behavior is absent. According to the strategic version, each jurisdiction is large relative to the economy and therefore is able to affect the net return of capital changing its own tax rate. The tax rates in other jurisdictions must be taken into account in a given jurisdiction's choice, leading to strategic behavior.

*Escola de Economia de São Paulo, Fundação Getúlio Vargas (EESP/FGV). Rua Itapeva 474, 13º andar, Bela Vista, São Paulo, SP. CEP 01332-000. Email: Enlinson.mattos@fgv.br

†Universidade de São Paulo. Email: frocha@usp.br

‡EESP/FGV e Secretaria da Fazenda do Estado de São Paulo. Email: jmalufjr@gmail.com



Brazilian states and municipalities have been engaging over the years in strong tax competition, known as “fiscal war”. The impact of tax competition, however, has not been empirically tested and most of the evidence is informal. It indicates no impact on real activity and mainly the erosion the tax base. There are few exceptions though. Mello (2007) estimates a tax reaction for Brazilian states in the period 1985–2001 and finds evidence that states react to changes in their neighbours’s VAT rates, existing even a Stackelberg leader. Nascimento (2008), uses a differences-in-differences approach to compare São Paulo (a state which did not engage in fiscal war) to the other states. He concludes that the fiscal war has not significantly changed the employment rate of the industrial sector or the tax revenues. Regarding local governments, Barcellos (2004), using micro-data, shows that two cities around the city of São Paulo were able to use changes in their municipal taxes to attract firms to their territories, but with no corresponding increase in the number of jobs.¹

The purpose of this paper is to evaluate a particular competitive interaction among Brazilian states, the Fiscal War of Ports (FWP). Under the Fiscal War of Ports special tax regimes took the form of tax credits over interstate sales of imported goods. In order to apply for these special tax regimes, firms need only to change the original port through which they import their goods to the port of the conceding state. Sales tax over importing goods operations that would be owed to the state of the original port are then collected by the conceding state, which earns the difference between the tax revenue collected and credit tax benefit conceded. The original state, on the other hand, loses all tax revenue from that operation, and firms earn the tax benefit, paying less sales tax eventually.

We intend to test for the existence of strategic interaction among states due to the Fiscal War of Ports and also to evaluate if Resolution 13/2012 (R13), which reduced the tax rate on imported goods in interstate sales, had the desired impact.

The paper is organized in five sections besides this introduction. In section 2 we present an overview of the Brazilian state tax system, especially regarding the interstate sales taxation and the FWP working process. In section 3, we present the econometric strategy. In section 4 we present the data and in section 5 we discuss the regression results. In section 6 we summarize the main conclusions.

2. BRAZILIAN STATE TAX SYSTEM

2.1. Understanding the ICMS

The main tax charged by the Brazilian states and the Federal District is a consumer tax named ICMS (*Imposto sobre a Circulação de Mercadorias e Serviços*). It has two rates, one for transactions that occur inside the state and other for interstate transactions.

For example, São Paulo state’s internal flat tax rate over the majority of operations is 18%. In interstate operations though, the tax rate depends on both the state of origin and the state of destination of the goods and services. In operations between two states from the richest regions (like São Paulo and Minas Gerais), the interstate tax rate is 12%, and in operations between a state from a rich region and a state from a poor region, it is 7%. Therefore, São Paulo collects 7% of tax over the imposing base and the state at poor region collects the remaining 11% of tax over the same imposing base. The main idea is to split tax revenues in favor of the poorer region.

¹Regarding the international literature, there is a well established strand of economists, such as Besley & Case (1995), Figlio, Kolpin, & Reid (1997), Saavedra (2000), Shroder (1995), Smith (1999), that also study fiscal interaction at the state level, with the latter four papers focusing on the choice of welfare benefits. Oates (2001) provides an overview of tax competition literature and explores the presence of tax competition in European Union, whose structure can be considered quite similar to the Federal state one. Devereux, Lockwood, & Redoano (2007) explore a simple model with a spatial structure of only two states to account for simultaneous vertical and horizontal competition in excise taxes allowing for markets of goods characteristics, finding evidence of vertical competition in the gasoline market and of significant and large effect of neighboring states taxing in the cigarettes market.

ICMS is a non-cumulative type of taxation. The tax rate is applied over the invoice face value of the acquisition and paid by the selling company, whereas the purchasing company registers the same value paid by the selling company, as a credit in its ICMS assessment accounts.

When the former purchasing company sells the same product it will apply the tax rate over its selling price, which will be presumably higher than the acquisition price, giving that it made a profit. Since the tax is non-cumulative this company pays an amount correspondent to the total amount of tax calculated in the sales operation minus the value appropriated as a credit in the ICMS assessment account, which is exactly the amount of tax calculated in the precedent acquisition.

In other words, the amount of ICMS levied is equal to the tax value paid in the acquisition plus the tax rate over the value added (profits) in its current operation. At the end of the day, the company will pay ICMS only over the value that it has added, avoiding double counting.

In the firms' accounting books will appear a credit, a value of ICMS that such firm has the legal right to appropriate, corresponding exactly to the tax paid in the former sales, and a debit, a value of ICMS that such firm has the legal obligation to pay, corresponding to the tax owed by such firm due to the subsequent sale of the same goods. The balance debit vs. credit will result, in a monthly basis, in the net amount that will be owed and effectively paid by the firm to the State authority.

Tabela 1 brings an example of two firms, a producer, Firm A, and a retailer, firm B, located at the same state X, trading one particular type of good over which the ICMS tax rate is equal, let's say, to 20%.² We assume for simplicity that Firm A has no ICMS credit because, for instance, it didn't have to buy any raw materials or supplies for its production process. Conversely, firm B has an ICMS credit of US\$200 which corresponds to Firm A's ICMS debit. Both firms pay 20% of ICMS over their sale prices.

At the end of this two firm's chain the total amount of ICMS paid will be \$300. Firm A paid \$200, and firm B paid \$100. Eventually, the amount of ICMS firm B pays corresponds exactly to an incidence of ICMS solely over the value it added to the trade chain.

Table 1. Non-cumulative principle – internal operation.

First Seller Producer Firm A		Second Seller Retailer Firm B	
Selling price	\$1,000	Price of acquisition	\$1,000
Tax rate	20%	Profit margin	50%
ICMS debt	\$200	Selling price	\$1,500
ICMS credit	\$0	Tax rate	20%
		ICMS debt	\$300
		ICMS credit	\$200
ICMS paid (Firm A)	\$200	ICMS paid (Firm B)	\$100

2.2. The Fiscal War of Ports

The Fiscal War of Ports (FWP) can be defined as a competition among Brazilian states to attract investments to their territories by means of fiscal incentives to either Brazilian or foreign trading companies if they do their importing operations through the conceding state harbors.

²Effective tax rate includes itself in its own tax base. This detail was omitted for the sake of simplicity. Nevertheless, it worth saying that this procedure of including the tax rate in its own tax base and the fact that ICMS tax base also includes all the operation costs (such as freight) and other taxes (such as the Importing Tax) makes ICMS impact over the sales price to be huge, implying that ICMS tax presents indeed a strong weight in such internal sales operations, as well as in importing and interstate sales operations.



The ICMS non-cumulative principle makes the concession of tax benefits easy. They can assume the form of an ICMS credit or the form of a reduction or deferral of tax due which impacts the debit account.

A numerical example can help to understand FWP's working mechanism. Tables 2, 3 and 4 show two trading firms, Firm A selling to firm B, in three different situations. In Tabela 2, none of the firms receive tax benefit and both firms are located in the same state. In Tabela 3, there is also no tax benefit, but firms are located in different states. Finally, in Tabela 4, firms are located in different states and Firm A gets a tax benefit (direct concession of ICMS credits over interstate sales of imported goods).

For the sake of simplicity, we consider that both the internal tax rates and the tax rate on the importing operation are 20% and that the interstate tax rate is 10%. We also assume, with no loss of generality, that Firm A has zero profit.

Tabela 2 shows that Firm A pays to State Y an amount of \$200 corresponding to ICMS over the importing operation, plus the amount of \$200 corresponding to the ICMS over the internal operation, minus the amount of \$200 corresponding to the ICMS paid over the import operation trade, or \$200 ($200 + 200 - 200$).

Firm B, on the other hand, pays to State Y an amount of \$300 corresponding to the ICMS over its sales minus an amount of \$200 corresponding to the amount paid by Firm A due to the non-cumulative principle, or \$100.

At the end of the day, State Y gets a tax revenue of \$300, corresponding to \$200 paid by Firm A and \$100 paid by Firm B.

Tabela 3 shows that Firm A, located at State X, pays to State X the amount of \$200 (ICMS over the importing operation), plus the amount of \$100 (ICMS over the interstate operation) minus the amount of \$200 (ICMS paid over the importing operation), or \$100 ($200 + 100 - 200$). Firm B, located at State Y, which buys the imported goods from Firm A, located at State X, pays \$200 to the State Y.

Therefore, State X gets \$100 and State Y gets \$200 as tax revenues. Indeed, due to the interstate operation tax revenues are split between the two states.

When we compare the situations in Tabela 2 and Tabela 3, it is possible to see that the two states share the tax revenue generated in the interstate but only State Y all the internal sale tax revenues belong to State Y. Then, States have incentives to attract importing firms to their territories not only to promote economic development, but mainly to grab part of the tax revenues generated in sales operations.

Suppose that both Firm A and firm B are located at State Y, but now State X is willing to attract Firm A to its territory in order to grab part of the tax revenues generated by firm's A sales to firm B, as in Tabela 3. In order to do that, State X concedes a tax benefit to Firm A corresponding to a credit of ICMS of 8% over the value of the imported good (Tabela 4).

State Y receives the same amount of tax revenues as before, but it receives less than he used to receive when Firm A was located in State Y. State Y, therefore, loses revenues as a consequence of the benefit conceded by State X.

State X will receive tax revenues of only \$20. This small value corresponds to the amount of \$100 that Firm A would originally pay of taxes in an interstate sale, minus the amount of \$80 of ICMS tax privilege. On the other hand, Firm A will pay less ICMS due to the direct credit of \$80.

Indeed, if we compare Tabela 2 and 4 we can see that State X increases its tax revenues from zero to \$20. Firm A pays less ICMS and State Y loses part of its ICMS revenues (a decrease from \$300 to \$200).³

³It is important to call attention to the fact that the only operation that really matters for applying the FWP mechanism is the interstate operation. For interstate operations the tax rate doesn't depend on the type of goods being traded. Indeed, there are only three different tax rates of ICMS over interstate operations: 7% or 12% for national products; and 4% for imported products, regardless of the type of goods being traded.

Table 2. Non-cumulative principle – internal operation.

First Seller Importing Firm A – State Y		Second Seller Firm B – State Y	
Goods importing value	\$1,000	Price of acquisition	\$1,000
Tax Rate	20%	Profit margin	50%
ICMS over importing	\$200	Selling price	\$1,500
		Tax rate	20%
Profit margin	0%	ICMS debt	\$300
Selling price	\$1,000	ICMS credit	\$200
Internal tax rate	20%		
ICMS debt	\$200		
ICMS credit	\$200		
ICMS paid (Firm A)	\$200	ICMS paid (Firm B)	\$100

Table 3. FWP – interstate operation without tax break.

First Seller Importing Firm A – State X		Second Seller Firm B – State Y	
Goods importing value	\$1,000	Price of acquisition	\$1,000
Tax rate	20%	Profit margin	50%
ICMS over importing	\$200	Selling price	\$1,500
		Tax rate	20%
Profit margin	0%	ICMS debt	\$300
Selling price	\$1,000	ICMS credit	\$100
Interstate tax rate	10%		
ICMS debt	\$100		
ICMS credit	\$200		
ICMS paid (Firm A)	\$100	ICMS paid (Firm B)	\$200

Table 4. FWP – interstate operation with tax break.

First Seller Importing Firm A – State X		Second Seller Firm B – State Y	
Goods importing value	\$1,000	Price of acquisition	\$1,000
Tax rate	20%	Profit margin	50%
ICMS over importing	\$200	Selling price	\$1,500
Tax break of 8%	\$80	Tax rate	20%
Profit margin	0%	ICMS debt	\$300
Selling price	\$1,000	ICMS credit	\$100
Internal tax rate	10%		
ICMS debt	\$100		
ICMS credit	\$200		
ICMS paid (Firm A)	\$20	ICMS paid (Firm B)	\$200



FWP is in most of the cases just a commercial type of fiscal war and as such features no capital inversions. Since firms gain rents and do not have to invest, they will be constrained to move to another state only if the operational costs involved are higher than the benefits received.

Due to the increase in the benefits offered, in the beginning of 2013, the Congress passed Senate Resolution 13 (R13). The purpose of R13 is to decrease the tax rate applied over imported products in interstate sales in order to diminish the amount of tax revenues that these operations generate for the states, and the profits that firms could extract in the form of tax benefits. The ultimate purpose was to control the Fiscal War of Ports by reducing the willingness of firms to accept the special tax regimes.

Suppose that the original interstate tax rate is 10%, and after R13 that tax rate is only 4%. The states conceding tax benefits of 8% will not be able to continue do so. In fact, 4% becomes the maximum rate that states could give as benefits.

3. EMPIRICAL STRATEGY

Brueckner (2003) presents an overview of the empirical models of strategic interactions among governments and a review of the econometric issues involved in the estimation of reaction functions. He classifies the empirical studies in two broad categories: spillover models (yardstick and environmental models), and resource-flow models (tax competition and welfare competition models).⁴

In spillover models each jurisdiction i chooses the level of a decision variable z_i and is directly affected by the level of z_{-i} chosen by the others jurisdictions, yielding a reaction function of the type $z_i = R(z_{-i}; X_i)$, where X_i is a vector of jurisdiction i characteristics. In resource-flow models, a jurisdiction is not affected directly by the level of the decision variable z of others jurisdictions, but by a particular resource within its borders, such as the level of imports or the number of importing companies. However, the reaction functions in these models end up being exactly the same as the ones in the spillover models given that the distribution of that particular resource also depends on the level of z and of characteristics X of each jurisdiction.

Since both types of models yield the same type of reaction function, researchers face a hard identification problem. As Brueckner (2003) states, it is not possible to know the nature of the behavior that generates the observed spatial interaction from the estimated reaction functions. We face the same problem here, given that we estimate an import reaction function for each State.

Our import reaction function relates each State level of imports to its own characteristics and to the level of imports in competing jurisdictions. When tax benefits on importing operations are conceded strategically on importing operations, the reaction function must have a nonzero slope, indicating that changes in competitors' level of imports due to the concession of tax benefits affect the given State's choice. Alternatively, if strategic interaction is absent, then the reaction-function slope is zero.

We choose imports as the dependent variable for two reasons. First, because when one state grants a FWP tax benefit, it expects to attract importing firms to its territory so it can increase its tax revenues. Second, because there is no publicly available information on other variables such as ICMS revenues on importing operations or the number of trading companies in each state. However, even if we had the number of trading companies we must remember that firms don't respond to the FWP by

⁴Case, Rosen, & Hines (1993) find strong evidence of strategic interaction among local governments (spillover effects). Besley & Case (1995) show that vote-seeking and tax-setting are tied together through yardstick competition. Dubois & Paty (2010) estimate a vote function for French local governments and also find evidence of yardstick competition. Brueckner & Saavedra (2001) employ a spatial model to analyze the implications of a property-tax limitation measure that took effect in 1981 on local government strategic tax interaction. Brueckner (2000) finds evidence of race to the bottom on welfare migration. Regarding Brazil there are just a few works on strategic behavior of government jurisdictions. Mattos & Politi (2013) investigate whether a pro-poor tax policy follows yardstick competition in the value-added tax (VAT) base in Brazilian states. Mattos & Rocha (2008) allow for spatial interaction in the redistributive in-kind transfers from the local governments, finding a negative association between expenditures and the median voter income. Mattos, Suplicy, & Terra (2014) investigate the presence of strategic interaction among Brazilian municipalities regarding their housing public policies and find evidence of race to the bottom.

moving their operations to another state but hiring other trading firm services already located in that state and importing through the contracted firm.

Since we use a spatial model, a weight matrix aggregates the level of imports in competing states into a single variable that appears on the right-hand side of the reaction function.

Our estimation equation is

$$IMP_{it} = \varphi \sum_j w_{ij} IMP_{jt} + \beta X_{it} + f_i + h_t + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

where IMP_i is the imports level in state i ; IMP_j represents imports levels of each one of the 27 Brazilian states; \mathbf{X} is a vector of economic and demographic characteristics for state i ; β is the vector of coefficients; f_i and h_t are the fixed individual and year/month effects; and ε is an error term. The weights are denoted by w_{ij} and indicate how important for state i are the imports from the other j states. φ is the parameter which measures the effect of other States level of imports on the state under consideration.

Since there are 26 states and a Federal District in Brazil, \mathbf{W} is a 27×27 weighting matrix that assigns neighbors to every state. As Case et al. (1993) note, it would be desirable to estimate the elements of the \mathbf{W} matrix along with the other parameters, but this is not possible because there are not enough degrees of freedom. Therefore, we need to specify \mathbf{W} *a priori*.

Initially we take into account three factors (geographical proximity, economic size and activeness in conceding tax breaks) to define neighborhood, see Apêndice for Weight Matrices details.

Finally, we also estimated equation (1) using a randomly obtained weight matrix, in which every weight is determined randomly. This matrix should function as a "Placebo Matrix". Its aim is to check for the model robustness since it allows us to assess whether there exists evidence of relationship despite the measure of neighborhood we choose.

Because a randomly obtained matrix can be pretty much like any other matrixes or any other matrix that comprises a relationship among actual competing states, we tried some different random matrixes until we found one, which was named "Random", that showed no relationship among states. As a result, there is at least one matrix that does not present any relationship among dependent and explanatory variables, proving that this relationship emerges only upon certain circumstances.

In order to evaluate the impact of Senate Resolution 13 we implement an approach similar to a difference-in-differences procedure and include in equation (1) dummy variables that are equal to zero before R13 and equal to one after R13 and their interaction with the explanatory variable of interest.

Therefore we estimate the following equation:

$$IMP_t = \varphi \mathbf{W} IMP_t + \delta_1 d_t^{R13} + \delta_2 d_t^{R13} \mathbf{W} IMP_t + \beta X_t + \varepsilon_t, \quad (2)$$

where d_t^{R13} is a dummy variable equal to zero for observations before the Resolution and equal to one for observations after the Resolution; and $d_t^{R13} \mathbf{W} IMP_t$ is the interaction term. Our parameter of interest is δ_2 . If it is not statistically different from zero, we can conclude that the coefficient of spatial interaction φ remains the same before and after R13.

Furthermore, we will consider four dummy variables to capture eventual lags in the effects of R13. The four dummies are: d_a^{R13} is zero in 2010 and one from 2011 on; d_b^{R13} is zero from 2010 to 2012 and one from 2013 on; d_c^{R13} starts to be one from the 2013 second semester on; and d_d^{R13} is zero from 2010 to 2013 and one from 2014 on.

Thus, interaction terms of these dummies variables with the level of imports (our explanatory variable) will account for changes in the strategic interaction among states due to R13. From equation (2) we can see that before R13 the coefficient of spatial interaction is φ and after it is $\varphi + \delta_2$, being the difference exactly the value of δ_2 . Although this approach is similar a natural experiment the same cross-sectional units (states) appear in each time period.



Estimating equation (2) with dummies terms such as d_k^{R13} ($k = a, b, c$ and d) and interaction terms such as $d_k^{R13} \mathbf{WIMP}_j$ ($k = a, b, c$ and d), our explanatory variable of interest, will account for any relevant change in the coefficient of spatial interaction in a certain moment in time, the moment in which R13 began to produce its effects.

4. DATA

We estimate equations (1) and (2) using monthly data on all the 26 Brazilian states plus the Federal District (DF) over the period January/2010 to April/2015.

Our dependent variable IMP is the logarithm of the monthly state's importing levels in US dollar free on board (FOB) values. IMP's mean value is around US\$673 million and its minimum and maximum values are US\$27 thousand and US\$9.54 billion, respectively.

We also use EXP, the logarithm of state's exporting levels in US dollar free on board (FOB) values, as the dependent variable. EXP's mean value is around US\$699 million and its minimum and maximum values are US\$163 thousand and US\$6.27 billion respectively. Since it is not possible that states give tax exemptions over exporting operations, which are already not taxed due to constitutional tax immunity, we would expect no strategic interaction on exports among states, being the effects of FWP over exports presumably identical to zero.

The following variables comprise the \mathbf{X} vector: Reseller Sales Index (RSI), Square Meter Cost of construction (SMC), Population, Child Mortality (CM) and States Participation Fund (SPF). Population and Child Mortality (CM) account for the possible role of state size and other idiosyncrasies in affecting its level of imports; Reseller Sales Index (RSI) is a measure of the state economic activity; Square Meter Cost of construction (SMC) accounts for the fact that in states with different costs the share of imports in its expenditures might be different; and States Participation Fund (SPF) is a share of federal taxes which is distributed among states in order to complement their own revenues. Matrix \mathbf{X} also contains state, year and month indicator variables, as well as such dummy interactions. Tabela 5 presents the variables sources and their basic statistics.

Tabela 5 presents all the variables in logarithmic form. Therefore 15.2808 represents the logarithm of the population mean⁵ value presented as of 15.2808 and so the population mean is approximately equal to 7.2 million people and its minimum and maximum values are respectively 426 thousand and 44 million people.

Child Mortality (CM) corresponds to the number of children's death by state on a monthly basis. CM mean is approximately equal to 121 children's deaths per month. Reseller Sales Index (RSI) corresponds to 100 in the year of 2011, and it is obtained by researching gross sales revenues of reseller firms with more than 20 employees. Finally, Square Meter Cost (SMC) is the price in Brazilian Reais of houses over its area by state on a monthly basis. SMC mean value is equal to R\$818.83 and its minimum and maximum values are respectively R\$641.65 and R\$1,047.04.

Since we are using monthly data and our cross-sectional units are the Brazilian states, the variables available become very limited. Also, the fact that R13 was launched less than three years ago poses additional difficulties. Data on CM and SMC is not available for all states and all periods, so we have an unbalanced panel. This unbalanced panel, however, does not cause any sample selection

⁵As long as it is available only yearly data for population, we had to apply an interpolation rule to obtain monthly data. Hence, we used the population values estimated by IBGE (Brazilian Institute of Geography and Statistics) for the years 2011 to 2014 and then we calculated the monthly population by applying a linear interpolation rule. To illustrate that, let me take the year 2011 estimated Acre (AC) state population of 734,123 people and the estimated population for the same state at the year 2012 of 747,516, so the difference between these two populations is 13,393 people, which yields a monthly rate of population increase of 1,116 people (13,393/12). With these results we calculate the February/2011 population as of 735,239 people (734,123 + 1,116). Finally, we continue to do that for the following months and calculate the whole series from January/2010 to December 2014.

Table 5. Variables names, sources and statistics.

Name	Source	Obs.	Mean	Std.Dev.	Min.	Max.
<i>Dependent variables</i>						
Imports (IMP)	MDIC	1,728	18.6442	2.4287	10.2002	22.9783
Exports (EXP)	MDIC	1,728	18.6696	2.3767	12.0040	22.5583
<i>Control variables</i>						
State Part. Fund (SPF)	STN	1,728	18.6600	0.6756	16.6522	20.2342
Population	DATASUS	1,620	15.2808	1.0372	12.9627	17.6005
Child Mortality (CM)	DATASUS	1,620	4.3996	0.8948	1.6094	6.5250
Reseller sales Ind. (RSI)	IPEADATA	1,674	6.9712	0.1493	6.2324	7.5848
Square Met. Cost (SMC)	IPEADATA	1,701	11.3082	0.0983	11.0692	11.5589

Notes: (1) All variables in logarithmic form; (2) MDIC = Ministry of Development, Industry & Foreign Commerce (www.aliceweb.mdic.gov.br); (3) STN = Secretariat of National Treasury (www.tesouro.fazenda.gov.br/pt_PT/transferencias-constitucionais-e-legais); (4) IPEADATA = Institute of Applied Economic Research (www.ipeadata.gov.br); (5) DATASUS = Health Ministry (www2.datasus.gov.br).

issue because in our case the lack of balance is due simply to a limitation on the process of assembling data by the collecting institutions.

5. ESTIMATION RESULTS

5.1. Strategic Interaction Behavior

Tabela 6 presents the results of estimating equation (1) using different weights matrixes. All the variables are in logarithms, except when the random matrix is used. As stated before, the coefficient of interest is the one associated to the spatial explanatory variable \mathbf{WIMP}_j , defined as the weighted mean of the importing level of all relevant competing jurisdictions in terms of a particular neighboring rule established by the weighting matrix \mathbf{W} .

The coefficient of the spatial explanatory variable \mathbf{WIMP}_j is negative and statistically significant, suggesting the existence of strategic interaction among states. The level of imports of a particular state will decrease 0.24 percent if the level of the average imports of its competing states increases one percent. We obtain the largest spatial effect for FWM_2 . The estimated coefficient is approximately -0.49. The high (-0.292) and statistically significant coefficient associated to FWM_4 implies that some relevant part of the states' strategic interaction is due only to geographical proximity. Indeed, this result is consistent with the fact that FWP tax benefits become less attractive to firms located more distant from the conceding states due to higher logistical and transportation costs.

The coefficient of spatial interaction (\mathbf{WIMP}_j) in fact is significant at 1% for all four fiscal war matrixes, except the Random one. Therefore there seems to be evidence of fiscal interaction and that this result is neither a simple consequence of the econometric procedure nor a merely inherent characteristic of underlying data, but it is directly affected by how neighbors are defined, since when we assign weights values randomly we end up with no evidence of strategic interaction.

SPF affects imports negatively and is statistically significant at the 5% level. SPF depends on the states income *per capita* and it is very redistributive. Therefore it is more significant for the poorest states, which, by its turn, present lower levels of imports.

Population shows a negative and statistically significant (10%) coefficient while CM shows a negative and statistically insignificant coefficient. The negative sign for the CM coefficient would be expected since high children mortality occurs mainly in poorer states, that is, those with a smaller

**Table 6.** Estimation of state interaction on FWP 2010–2015 using different measures of neighbor characteristic.

Explanatory Variables	Model				
	FWM_1	FWM_2	FWM_3	FWM_4	Random
$WIMP_j$	-0.2372 (0.0842)***	-0.4851 (0.1061)***	-0.4620 (0.1029)***	-0.2992 (0.0615)***	0.0068 (0.0207)
SPF	-0.1398 (0.0487)***	-0.1403 (0.0485)***	-0.1396 (0.0485)***	-0.1228 (0.0485)***	0.1023 (0.1394)
Population	-0.9117 (0.4924)*	-0.8758 (0.4900)*	-0.8778 (0.4900)*	-11.116 (0.4932)**	181.78 (29.723)***
CM	-0.0405 (0.0626)	-0.0474 (0.0624)	-0.0458 (0.0624)	-0.0381 (0.0623)	-474476 (339047)
RSI	0.3136 (0.1974)	0.2954 (0.1966)	0.2948 (0.1966)	0.3119 (0.1966)	-567596 (44219)
SMC	0.0578 (0.5280)	0.0387 (0.5245)	0.0350 (0.5247)	0.0977 (0.5238)	7474.1 (2693.7)***
R^2	0.17	0.17	0.17	0.17	0.10
Observations	1,620	1,620	1,620	1,620	1620

Notes: (1) FWM = Fiscal War Matrices; (2) FWM_1 , FWM_2 , FWM_3 and FWM_4 with dependent and explanatory variables in logarithm form; (3) Random Matrix with all variables in level; (4) State, year and month dummy variables omitted; (5) standard error in parenthesis; (6) *, ** and *** means significant at 10, 5 and 1% levels respectively; (7) FWM_1 = Matrix with short number of competitor states; (8) FWM_2 = Matrix with large number of competitor states; (9) FWM_3 = Matrix with large number of competitor states excluding SC state; (10) FWM_4 = Matrix with a simple rule of proximity; (11) Random = Matrix with randomly generated weights.

level of imports. The negative sign for the Population coefficient is somewhat unexpected since more populous states would presumably present a greater level of imports than the less populated ones. On the other hand a large state also likely produces its own goods, being less dependent on imported goods.

5.2. Impact of R13

Tabela 7 presents the estimation of equation (2), which adds dummy variables to account for a structural change in the strategic interaction among states as a result of the Brazilian Senate Resolution 13 (R13).

As mentioned before, dummy d_a^{R13} changes its value from zero to one at the beginning of the year 2011. However, R13 was put in effect in the beginning of the year 2013, thus if the coefficient of interaction term $d_a^{R13}WIMP_j$ is statistically significant then there must be some other factors affecting FWP.

The third column uses FWM_2 and results and a statistically insignificant coefficient of the interaction term $d_a^{R13}WIMP_j$. We also observe these results when we use FWM_3 and FWM_4 in the last two columns. Only when we use FWM_1 the coefficient is slightly significant.

As we move to the subsequent dummies, all coefficients of interaction become statistically significant and larger in absolute magnitude.

This result is consistent with the fact that takes time for the agents to effectively react to a legal measure and change their behavior. Therefore, Tabela 7 suggests that R13 effect was stronger from

Table 7. Estimation of R13 effect on FWP 2010–2015 using different FWMs as a measure of neighborhood. Dependent variable: *IMP*.

Interaction terms	Model			
	<i>FWM</i> ₁	<i>FWM</i> ₂	<i>FWM</i> ₃	<i>FWM</i> ₄
$d_a^{R13} \mathbf{WIMP}_j$	-0.0445 (0.0240)*	-0.0339 (0.0313)	-0.0334 (0.0312)	-0.0352 (0.0218)
$d_b^{R13} \mathbf{WIMP}_j$	-0.0627 (0.0206)***	-0.0837 (0.0268)***	-0.0843 (0.0267)***	-0.0217 (0.0180)
$d_c^{R13} \mathbf{WIMP}_j$	-0.0700 (0.0218)***	-0.1078 (0.0282)***	-0.1093 (0.0282)***	-0.0090 (0.0191)
$d_d^{R13} \mathbf{WIMP}_j$	-0.0853 (0.0245)***	-0.1512 (0.0321)***	-0.1547 (0.0323)***	-0.0149 (0.0215)
No. of obs.	1,620	1,620	1,620	1,620

Notes: (1) *FWM* = Fiscal War Matrices; (2) All dependent and explanatory variables in logarithm form; (3) IMP_j in the spatial explanatory variable in logarithm of Imports in US dollar FOB; (4) d^{R13} are R13 dummy variables; (5) Standard errors in parenthesis; (6) *, ** and *** means significant at 10, 5 and 1% levels respectively.

January 2014 on, as revealed by the coefficient of the interaction term $d_d^{R13} IMP_j$, regardless the weight matrix.

The exception is when we use *FWM*₄ and R13 doesn't affect the strategic interaction among states. Nonetheless, this result is consistent to the notion that fiscal interaction that takes place among states from the same region might have been either less affected or not affected at all by R13, whereas among states that are more distant from each other the strategic interaction is more likely to be affected by R13 as the higher cost of transportation in this case implies less room to profit from the already smaller size of benefits conceded.

The interaction terms present a negative sign. One can argue that those signs should be positive in order to offset the negative sign of the spatial explanatory variables given in Tabela 6. Only if this is the case R13 is able to decrease FWP strategic interaction effects. In fact, if R13 has decreased the willingness of states to concede FWP tax benefits, strategic interaction must increase negatively to account for the reverse movement in the imports level growth trend of competing states due to R13, such as shown Figura 1.

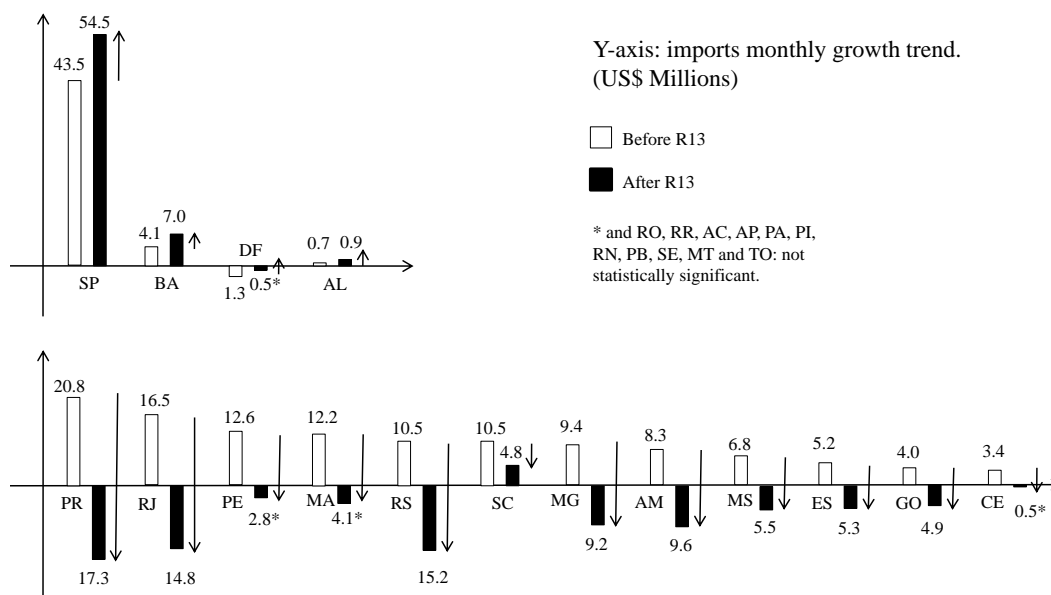
Indeed, after R13, the imports growth trend of some states decreased, while the imports growth trend of others states increased even more. Such reverse movement after R13 may be seen as a new movement of interaction among states that is captured in our model as an increase in the absolute value of the strategic interaction. Thus, since the strategic interaction has a negative sign, to increase its absolute value the sign of the terms of interaction between the d^{R13} dummies and the \mathbf{WIMP}_j spatial variable, such as $d_a^{R13} \mathbf{WIMP}_j$, must be negative.

One must be careful to analyze Chart 2 once there was an increase in the Dollar/Reais exchange rate⁶ during the period of analysis. However, the increase in the exchange rate was not very important most of the time (its average value from 2010 to 2012 is 1.8 while its average value from 2013 to 2014 is 2.3).

⁶Selling price exchange rate US dollar to BR Reais.



Figure 1. Growth trend^a reversion of some states imports (R13 affected states) against the increase of the growth trend of others states imports (not affected states).



^a Growth trends are the angular coefficient of the adjusted line obtained by OLS regression over importing figures for each state either before or after R13.

Although such reverse movement in imports is probably transitory, and should end in the future when the FWP dynamic reaches a new equilibrium, our model might have been estimated over a period of time not large enough to capture this new equilibrium situation.

The negative sign of the interaction term coefficient could also be a result of the short time horizon of our data compared to the time needed for the economic agents to react to the change in the law.

Figure 2 presents the growth trend⁷ of the spatial variable $W_2 IMP_j$ both before and after R13, where W_2 corresponds to the FWM_2 .

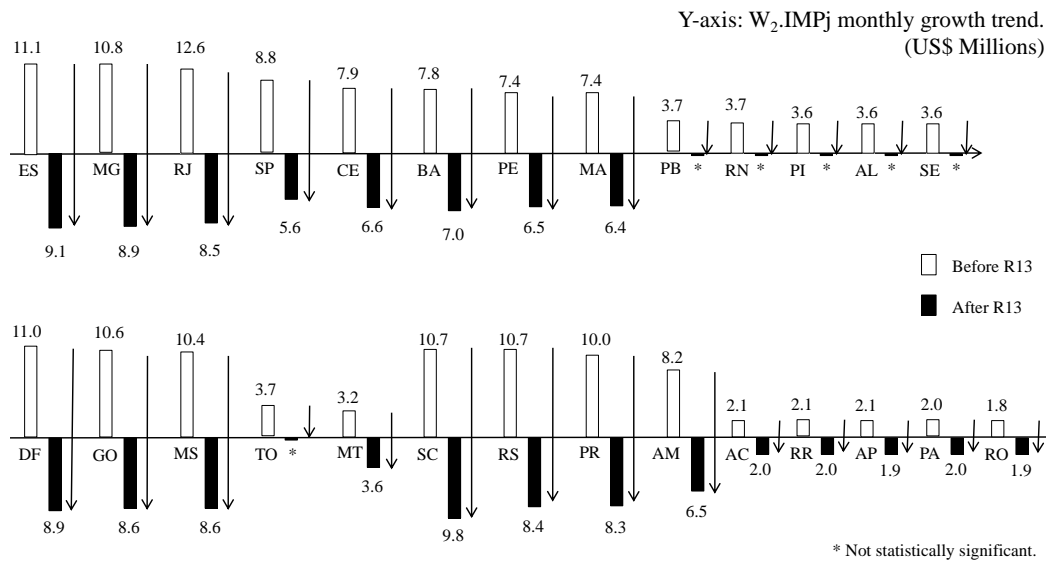
Figure 2 shows a reversion in the growth trend of the spatial variable $W_2 IMP_j$. In other words, for each state without exceptions the weighted average value of its competitors' level of imports presented an increase trend before R13 (before January/2013) and a decrease trend after R13 (since January/2013). As an illustration, the Federal District (DF) spatial variable ($W_2 IMP_j$) was presenting a monthly increase of approximately US\$11.0 million before R13 and a monthly decrease of approximately US\$8.9 million after R13.

Therefore, there is some evidence that R13 has changed the spatial interaction among states. Some caution is necessary though because other hidden relevant factors can be affecting imports. Nonetheless, during the period of analysis no other event, other than R13, took place that could explain a change in the states spatial interaction like the one we observed above.

Tabela 8 presents the results of estimating equation (1) using exports instead of imports as the dependent variable. The estimation dependent variable (EXP_i) and spatial explanatory variable ($WEXP_j$) both refer to the state's level of exports, taken in US dollar FOB values.

⁷ Growth trends are the angular coefficient of the adjusted line obtained by OLS regression over $W_2 IMP_j$ variable figures for each state either before or after R13.

Figure 2. Growth trend reversion of the spatial variable W_2IMP_j after R13.



The idea is to verify if there is no strategic interaction among the states through exports, strengthening the reliability of the model of strategic interaction over imports.

Second, third, and fourth columns present estimation results using respectively FWM_1 , FWM_2 , and FWM_3 . In all three specifications the spatial explanatory variable is not statistically significant, suggesting no strategic interaction among states with exporting data.

Far from being a proof of inexistence of any type of strategic interaction in the exporting sector, these results only strengthens the reliability of the interaction evidence found in the importing sector. In fact, following a model specification identical to the one used for imports we haven't found any evidence of strategic interaction using exports figures, which is presumably affected by many factors common to the foreign commerce sector. However, taxation is known to be one major difference⁸ between the two sides of this sector, the importing and the exporting one. As a result, the strategic interaction found is likely to be due to the taxation factor, in other words, to the possibility of conceding FWP tax benefits in the importing operations.

One single exception is shown in the fifth column of Tabela 8, in which we use a fiscal war matrix that forges a simple rule of proximity. Nonetheless, this exception doesn't constitute a major objection because it could be consequence of one sort of strategic interaction that happens among the same region states due to the high degree of linkage among their economies and that would also affect their exporting activity. For instance, São Paulo (SP) state's port competes with the Rio de Janeiro (RJ) one, but does not compete with Para (PA) state's port due to the distance factor.

Thus, the competition in exporting sector between SP and RJ is not driven by the concession of tax benefits because there is no possibility to concede tax benefits in exporting operations, but it is driven simply by their proximity to each other. In other words, since SP and RJ are close to each other, the competition amongst them could still be captured by the model using the proximity matrix.

⁸Exporting operations to abroad in Brazil are exempt of taxes by constitutional and legal rules. As a result, states have no room to concede tax benefits in the exporting operations than in the importing ones.



Table 8. Estimation of state interaction on Exports 2010–2015 using different measures of neighbor characteristic. Dependent variable: *EXP*.

Variable names	Model			
	FWM_1	FWM_2	FWM_3	FWM_4
EXP_j	0.1002 (0.1018)	-0.0721 (0.1252)	-0.0465 (0.1200)	0.4478 (0.0719)***
SPF	-0.0361 (0.0696)	-0.0262 (0.0696)	-0.0275 (0.0696)	-0.0456 (0.0685)
Population	-0.6996 (0.7063)	-0.5810 (0.7032)	-0.5949 (0.7026)	-11.136 (0.6970)
CM	-0.1139 (0.0890)	-0.1151 (0.0891)	-0.1147 (0.0891)	-0.1196 (0.0880)
RSI	0.5189 (0.2819)*	0.4871 (0.2823)*	0.4886 (0.2830)*	-0.5679 (0.2781)**
SMC	2.2767 (0.7490)***	2.2971 (0.7488)***	2.3101 (0.7493)***	2.0548 (0.7405)***
R^2	0.07	0.07	0.07	0.09
No. of obs.	1,620	1,620	1,620	1,620

Notes: (1) Using exports figures; (2) FWM = Fiscal War Matrices; (3) FWM_1 , FWM_2 , FWM_3 and FWM_4 with dependent and explanatory variables in logarithm form; (4) State, year and month dummy variables omitted; (5) standard error in parenthesis; (6) *, ** and *** means significant at 10, 5 and 1% levels respectively; (7) FWM_1 = Matrix with short number of competitor states; (8) FWM_2 = Matrix with large number of competitor states; (9) FWM_3 = Matrix with large number of competitor states excluding SC state; (10) FWM_4 = Matrix with a simple rule of proximity.

6. CONCLUSION

The purpose of this paper is to evaluate a particular competitive interaction among Brazilian states, the Fiscal War of Ports (FWP). Under the Fiscal War of Ports special tax regimes took the form of tax credits over interstate sales of imported goods. We also evaluate if Resolution 13/2012 (R13), which reduced the tax rate on imported goods in interstate sales, had the desired impact.

Using monthly data on state importing levels in all Brazilian states plus the Federal District during the period from January 2010 to April 2015 we find evidence that Brazilian states do engage in a spatial interaction. The least optimistic estimate indicates that the level of imports of a particular state will decrease by 0.24 percent if the level of imports of its competing states increases by one percent. We also find evidence that R13 has changed the spatial interaction among states since the beginning of 2013 and more deeply in the beginning of 2014.

REFERENCES

- Almeida, V. O. (2014). O estado de Goiás na guerra dos portos. *Conjuntura Econômica Goiana*(28).
- Barcellos, S. H. M. F. S. L. (2004). *Efeitos da tributação sobre organização e localização de firmas no setor de serviços* (Dissertação de mestrado). Departamento de Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, PUC-Rio.

- Besley, T. J., & Case, A. C. (1995). Incumbent behavior: Vote seeking tax setting and yardstick competition. *American Economic Review*, 85, 25–45.
- Bueckner, J. (2000). Welfare reform and the race to the bottom: Theory and evidence. *South Economic Journal*, 66, 505–525.
- Bueckner, J. (2003). Strategic interaction among governments: An overview of empirical studies. *International Regional Science Review*, 26, 175–188.
- Bueckner, J., & Saavedra, L. A. (2001). Do local governments engage in strategic property tax competition? *National Tax Journal*, 54, 203–229.
- Case, A. C., Rosen, H. S., & Hines, J. C. (1993). Budget spillovers and fiscal policy interdependence: Evidences from the states. *Journal of Public Economics*, 52, 285–307.
- Devereux, M. P., Lockwood, B., & Redoano, M. (2007). Horizontal and vertical indirect tax competition: Theory and some evidence from the USA. *Journal of Public Economics*(91), 451–479.
- Dubois, E., & Paty, S. (2010). Yardstick competition: Which neighbours matter? *Annals of Regional Science*, 44(3), 433.
- Figlio, D. N., Kolpin, V. W., & Reid, W. (1997). Do states play welfare games? *Journal of Urban Economics*, 46(3), 437–454.
- Langemann, E. (2014). A guerra fiscal dos portos e a Resolução 13/12 do Senado Federal: Abrangência, feitos e perspectivas. *Indic. Econ. FEE*, 41(3), 121–132.
- Lima, A. C. C., & Lima, J. P. R. (2008). Programas de desenvolvimento local na Região Nordeste do Brasil: Uma avaliação preliminar da guerra fiscal. In *XIII Encontro Nacional de Economia Política*.
- Macedo, F. C. d., & Angelis, A. d. (2013). Guerra fiscal dos portos e desenvolvimento regional no Brasil. *Revista de Desenvolvimento Regional*, 1,(18), 185–212.
- Matos, J. G. R., & Das Neves, C. (1999). *A guerra fiscal entre os estados brasileiros como arma para atrair os investimentos industriais e as operações de comércio exterior* (Unpublished doctoral dissertation). Universidade Federal do Rio de Janeiro, COPPE, Programa de Engenharia de Produção.
- Mattos, E., & Politi, R. (2013). Pro-poor tax policy and yardstick competition: A spatial investigation for VAT relief on food in Brazil. *Annals of Regional Science*, 52, 279–307.
- Mattos, E., & Rocha, F. (2008). Inequality and size of government: Evidence from Brazilian states. *Journal of Economic Studies*, 35, 333–351.
- Mattos, E., Suplicy, M., & Terra, R. (2014). Evidências empíricas de interação espacial das políticas habitacionais para os municípios brasileiros. *Economia Aplicada*, 18, 579–602.
- Mello, L. d. (2007, February). *The Brazilian “tax war”: The case of value-added tax competition among the states* (Working Paper No. 544). OECD Economics Department.
- Nascimento, S. P. d. (2008). Guerra fiscal: Uma avaliação comparativa entre alguns estados participantes. *Economia Aplicada*, 12(4).
- Novaes, C. S. M. (2014). *Possibilidades e limites da arrecadação do ICMS na importação pelo Porto do Itaqui/MA: Elementos conceituais da norma jurídica e de incentivos fiscais* (Dissertação de Mestrado). Universidade do Vale do Itajaí, UNIVALI.
- Oates, W. E. (2001). Fiscal competition and European Union: Contrasting perspectives. *Regional Science and Urban Economics*, 31, 133–145.
- Paiva, D. L., & et al. (2015). A influência do benefício fiscal na escolha do porto marítimo na importação após Resolução 13/2012. *South American Development Society Journal SADSJ*, 1(1), 124–144.
- Prado, S. (1999). Guerra fiscal e políticas de desenvolvimento estadual no Brasil. *Economia e Sociedade*, 13, 1–40.



- Reich, R. V. M. (2007). *Governos benevolentes, governos Leviatã e a (in)eficiência da guerra fiscal* (Dissertação de Mestrado, Fundação Getulio Vargas, Rio de Janeiro). Retrieved from <http://hdl.handle.net/10438/7877>
- Saavedra, L. A. (2000). A model of welfare competition with evidence from AFDC. *Journal of Urban Economics*, 47, 248–279.
- Shroder, M. (1995). Games the states don't play: Welfare benefits and the theory of fiscal federalism. *Review of Economics and Statistics*, 77, 183–191.
- Silva, C. R. (2012). *Guerra fiscal nas importações e a tributação do ICMS: A guerra dos portos* (Monografia de Graduação em Direito). Universidade Católica de Brasília.
- Silva, L. B., & Almeida, A. F. (2013). Governo federal fixa alíquota de ICMS interestadual em 4% para os produtos importados, independente do estado da federação e tenta acabar com a guerra fiscal entre os portos. *Revista de Administração do UNISAL*, 3(3), 47–62.
- Smith, M. W. (1999, August). *Should we expect a race to the bottom in welfare benefits? Evidence from a multistate panel, 1979–1995*. Retrieved from <https://mpr.ub.uni-muenchen.de/10125/>
- Vieira, D. J. (2014). A guerra fiscal no Brasil: Caracterização e análise das disputas interestaduais por investimentos em período recente a partir das experiências de MG, BA, PR, PE, and RJ. In *Governos estaduais no federalismo brasileiro: Capacidades e limitações governativas em debate* (pp. 145–179). Brasília, DF: IPEA.

APPENDIX.

Tabela A-1 presents the first weight matrix, named Fiscal War Matrix nº 1 (FWM_1), based on these three criteria. The weight $w = 1$ is assigned based on the geographical proximity, and activeness in conceding tax breaks, in boldface. In order to make the activeness criteria less arbitrary, we rely on the existent evidence⁹ which indicates that SC, ES, GO, DF, PR, RS, MS, and CE are the most active states on the Fiscal War of Ports.

A second matrix (FWM_2) is assembled exactly the same way as the first one. It includes however 14 states (MG, SP, RJ, ES, PR, SC, RS, AM, BA, MA, PE, CE, GO, MS) plus the Federal District, as the most active in competition. The group of states is enlarged due to new evidence on the FWP. Lima & Lima (2008), studying a broad set of tax incentive programs issued by Northeast states find out that, in addition to the state of CE, the states of MA, BA and PE are also important players in the foreign commerce fiscal war. For instance, MA has its Industry and Foreign Commerce Tax Incentive Program (SINCOEX), PE has its Pernambuco State Development Program (PRODEPE), and BA has a program of incentives (DESENVOLVE) and an incentive fund (FUNDESE). Vieira (2014) presents a study on the tax incentives conceded by the states of MG, BA, PR, PE, and RJ, showing the various types of incentives they concede, such as deferral of ICMS on import of goods: BA, PE, and RJ; credit grants of ICMS on import of goods: PE; and financing imports: BA and PE. Novaes (2014) studies the state of MA fiscal incentives. Langemann (2014) also mentions the state of AM as a major player due to its special tax zone.

⁹Prado (1999) points out the existence regional tax incentives regimes in states such as CE since 1966. C. R. Silva (2012) names ES, SC, and GO as important players in the FWP. L. B. Silva & Almeida (2013) analyze SC tax incentive program (PROEMPREGO). Almeida (2014) analyzes tax benefits of GO state in the FWP. Reich (2007) considers the states of ES, RS, MG, GO, SC, and RJ active participants in the fiscal war. Macedo & Angelis (2013) explain that states without harbors such as MG, DF, MT, and GO, also engaged in the FWP by using Internal Customs Stations (“Estações Aduaneiras Internas – EADIs), and they also analyze the case of ES and SC states as the most engaged ones. Langemann (2014) refers to the states of SC, GO, and CE as major cases of FWP tax benefits conceding states. Matos & Das Neves (1999) present a study in types of FWP benefits conceded by the states of CE, ES, RJ, and MG. Paiva & et al (2015) present a recent study on the FWP tax benefits conceded by SC state. A whole set of legal cases (Direct Actions of Unconstitutionality – ADI) are heard in the Brazilian constitutional court (STF) involving the FWP tax regimes conceded by states such as ES, MS, RJ, SC, PR, DF, CE, GO, and RS.

Table A-1. Fiscal War Matrix nº 1 (FWM_1).

State	RO	AC	AM	RR	PA	AP	TO	MA	PI	CE	RN	PB	PE	AL	SE	BA	MG	ES	RJ	SP	PR	SC	RS	MT	GO	DF	MS	
RO	0	1	1	1	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
AC	1	0	1	1	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
AM	1	1	0	1	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
RR	1	1	1	0	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
PA	1	1	1	1	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
AP	1	1	1	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TO	0	0	0	0	0	0	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
MA	0	0	0	0	0	0	1	0	1	1	1	1	1	1	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
PI	0	0	0	0	0	0	1	1	0	1	1	1	1	1	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
CE	0	0	0	0	0	0	1	1	1	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	0	1	1	1	1
RN	0	0	0	0	0	0	1	1	1	1	0	1	1	1	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
PB	0	0	0	0	0	0	1	1	1	1	1	0	1	1	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
PE	0	0	0	0	0	0	1	1	1	1	1	1	0	1	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
AL	0	0	0	0	0	0	1	1	1	1	1	1	1	0	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
SE	0	0	0	0	0	0	1	1	1	1	1	1	1	1	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
BA	0	0	0	0	0	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
MG	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	1	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0
ES	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	1	0	1	1	1	1	1	0	1	1	1
RJ	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	1	1	0	1	0	0	0	0	0	0	0
SP	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	1	1	1	0	1	1	0	0	0	0	0
PR	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	1	0	1	0	1	1	0	1	1	1	1
SC	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	1	0	1	1	0	1	0	1	1	1	1
RS	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	1	1	0	0	1	1	1	1
MT	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	1
GO	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	1	1	1	1	1	0	1	1
DF	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	1	1	1	1	1	1	0	1
MS	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	1	1	1	1	1	1	1	0

A third matrix (FWM_3), equal to the second one, except for the fact that it establishes SC as a non-competitor state, is also built. SC can be considered an outlier and as such contaminate the results.

Furthermore, we used a fourth matrix (FWM_4) derived from a simple rule of neighboring according to which only states in the same region compete with each other. For instance, São Paulo (SP) compete with Minas Gerais (MG) because both of them belong to the Southeast region, but São Paulo state doesn't compete with Maranhão (MA) state because the latter belongs to the Northeast region.



O Impacto da Corrupção nas Decisões de Investimento das Firms Brasileiras de Capital Aberto

ALINE D. PELLICANI*

Sumário: 1. Introdução; 2. Revisão de literatura; 3. Dados e métodos; 4. Resultados; 5. Conclusão; Apêndice.
Palavras-chave: Corrupção, Sensibilidade do Investimento ao Fluxo de Caixa, Firms Familiares, Firms Estatais, Brasil.
Códigos JEL: G31, G32, D73.

Esse estudo investiga como a corrupção afeta as decisões de investimento de firms brasileiras de capital aberto. Os resultados mostram que a corrupção torna a sensibilidade do investimento ao fluxo de caixa fortemente negativa, evidenciando que, neste caso, as firms tenderiam a adiar ou cancelar investimentos. Esses resultados são encontrados principalmente em firms do setor de administração de empreendimentos e firms familiares. Quando a corrupção é considerada, empresas estatais do setor de eletricidade, gás e água apresentam sensibilidade do investimento ao fluxo de caixa cerca de sete vezes superior ao de firms não-estatais, indicando potenciais problemas de agência.

This study investigates the impact of corruption on investment decisions of Brazilian public firms. The findings show a strongly negative effect of corruption on investment-cash flow sensitivity, evidencing that, in this case, firms tend to cancel or postpone investments. These results are mainly found in the areas of enterprise management and family firms. When corruption is considered, state-owned companies of the electricity, gas, and water industries show the investment-cash flow sensitivity about seven times higher than that of non-state firms, indicating potential agency problems.

1. INTRODUÇÃO

Os recentes escândalos de corrupção envolvendo empresas brasileiras têm ressaltado problemas em torno do sistema de governança corporativa instituído nas empresas e no país. Como a corrupção se alimenta do sigilo das informações dos atos ilícitos e da assimetria de informação, a adoção de bons mecanismos de governança corporativa (transparência, prestação de contas, igualdade e responsabilidade) exerce impacto significativo nas formas pelas quais o sistema corrupto sobrevive (Wu, 2005). Dado que acionistas controladores e/ou gestores podem maximizar sua riqueza pessoal através de práticas de corrupção em detrimento aos interesses da firma e demais acionistas, as discussões concentram-se em como aprimorar processos de auditoria e como reforçar o papel do conselho de administração.

Em vista da possibilidade de expropriação de recursos das firms, muitos estudos têm investigado como as decisões de investimento são afetadas pelo mau uso de recursos próprios devido aos problemas de agência (Jensen, 1986); ou pela dependência por estes recursos por causa da restrição financeira

*Doutora em Economia, Gestão do Conhecimento e Organizações pela Escola de Engenharia de São Carlos (EESC/USP). Email: alinepellicani@sc.usp.br



(Fazzari, Hubbard & Petersen, 1988). Entretanto, poucos investigam como a presença da corrupção pode distorcer as estratégias de investimento das firmas. O debate geralmente reside em como a corrupção está relacionada com o investimento direto do país (Graf Lambsdorff, 1999; Habib & Zurawicki, 2001; Mauro, 1995), não levando em consideração seus efeitos sobre os investimentos ao nível da firma. Em geral, a corrupção é estudada por meio de análises entre países (*cross-country*), índices baseados na percepção da corrupção por entrevistados (análises via *surveys*), ou tenta-se explicar a corrupção por meio do ambiente político-institucional dos países. Especificamente para as firmas brasileiras, não se encontrou estudos com dados microeconômicos que investigue a relação entre a corrupção e as decisões de investimento — embora existam evidências reais e econômicas da incidência de atividades corruptas nas decisões corporativas de parte das firmas brasileiras.

Com uma amostra de 385 firmas brasileiras de capital aberto, o presente estudo investiga como a corrupção no nível do país pode afetar a relação entre os investimentos fixos e o uso de capital próprio, ou seja, a sensibilidade do investimento ao fluxo de caixa. Analisa-se também como as decisões de investimento das firmas de diferentes setores industriais, de controle familiar e de controle estatal são influenciadas pela corrupção no país.

O presente estudo contribui para a literatura das seguintes formas. Primeiro, mostra-se empiricamente que a corrupção torna a sensibilidade do investimento ao fluxo de caixa negativa, sinalizando que a presença da corrupção promove uma escassez nos recursos de financiamento disponíveis ao investimento. Esse comportamento da sensibilidade é encontrado principalmente em firmas do setor de administração de empresas e empreendimentos, firmas familiares e firmas cujo controle acionário não é exercido pelo Estado. Segundo, os resultados empíricos evidenciam que os investimentos das firmas com controle Estatal do setor de eletricidade, água e gás podem ser utilizados para abastecer sistemas de corrupção, uma vez que o uso de recursos próprios se torna sete vezes superior ao de firmas desse setor cujo controle não é Estatal. Nesse caso, há fortes indícios de que a sensibilidade do investimento ao fluxo de caixa sinaliza problemas de agência tal como discutido por Jensen (1986) e Pawlina & Renneboog (2005).

Por fim, esse estudo também contribui para a literatura ao estimar os modelos de investimento por três métodos distintos: pooled-OLS, efeito fixo, e o System GMM. No primeiro método, características atemporais específicas de cada firma (efeito fixo) são ignoradas e incorporadas no erro idiossincrático. No segundo e terceiro método, tais características são consideradas no modelo econométrico, visto que apesar de não serem observáveis, podem se manifestar sobre o processo decisório de investimento. Dessa forma, com o uso da metodologia apropriada para dados em painel, o risco de se obter estimativas viesadas é reduzido. Além disso, no terceiro modelo, considera-se que o comportamento do investimento é dinâmico, ou seja, depende do investimento realizado no período anterior, enquanto que na estimação pelos métodos pooled e efeito fixo, o comportamento do investimento é considerado estático.

O restante desse trabalho está organizado da seguinte maneira. Na seção 2, apresenta-se uma revisão dos principais estudos sobre assimetria de informação, corrupção e sensibilidade do investimento ao fluxo de caixa. Os dados, métodos de estimação e modelos econométricos estão na seção 3. Os resultados estão apresentados na seção 4. Finalmente na seção 5, dispõem-se as principais conclusões do estudo.

2. REVISÃO DE LITERATURA

2.1. Assimetria de informação e corrupção

Entender como as firmas viabilizam seus investimentos, assim como os fatores que os restringem é de grande importância para o desenvolvimento econômico de um país (Castro, Kalatzis & Martins-Filho, 2015). A hipótese de mercado perfeito proposta por Modigliani & Miller (1958) defende que os investimentos das firmas são determinados de acordo com as oportunidades de investimento e pelo

custo de oportunidade. Entretanto, essa hipótese tende a ser refutável, uma vez que diversos fatores, tais como a assimetria de informação, custos de agência, custos transacionais, estrutura de propriedade e de governança corporativa, como também a estrutura de capital afetam a dinâmica dos investimentos (Francis, Hasan, Song & Waisman, 2013; Greenwald, Stiglitz & Weiss, 1984; Schaller, 1993; Kadapakkam, Kumar & Riddick, 1998; Pindado, Requejo & de la Torre, 2011).

De uma forma geral, a literatura tem sugerido que a assimetria de informação é um obstáculo tanto ao fluxo de capitais entre fronteiras internacionais (Javorcik & Wei, 2009) quanto ao volume de recursos externos para a realização de investimentos das empresas (Greenwald et al., 1984; Myers & Majluf, 1984). A assimetria de informação está presente quando as partes relacionadas do projeto de investimento (isto é, principal e agente) possuem diferentes informações que podem beneficiar uma das partes em detrimento da outra. Isso ocorre, por exemplo, quando os gestores das firmas (principal) não divulgam todas as informações referentes ao investimento, em especial ao nível de risco ao qual os acionistas (agentes) estão expostos (Fama & Jensen, 1983).

A incerteza nas informações é uma considerável fonte de risco para as empresas, dado que à medida que o grau de incerteza aumenta, os agentes tendem a restringir seu fluxo de capitais ou a elevar o custo de oportunidade, o que por sua vez, pode restringir as decisões de investimento das firmas (Bond & Meghir, 1994; Hope, Thomas & Price, 2009). Sendo assim, a qualidade nas informações financeiras, em especial, o alto grau de transparência e credibilidade, atenua a assimetria de informações, e consequentemente, tende a reduzir o risco informacional e a restrição financeira (Hope et al., 2009).

Uma forma de tornar as informações mais transparentes é inserir grandes acionistas dentro do cotidiano das firmas para mitigar assimetria de informações e problemas de agência (Shleifer & Vishny, 1996). Os grandes acionistas monitorariam as atividades dos gestores e teriam incentivos e meios para a aquisição de informações sobre os investimentos. Dessa forma, tais acionistas mitigariam conflitos de agência entre gestores e acionistas, reduzindo a possibilidade de investimentos em projetos não lucrativos por parte dos administradores. Entretanto, devido a maior quantidade de ações com direito a voto por parte destes grandes acionistas, a sua presença no cotidiano da firma pode gerar outro tipo de problema de agência: controladores *versus* minoritários. Considerando que os acionistas controladores teriam maior acesso e melhor qualidade sobre as informações da firma, acionistas minoritários poderiam ser prejudicados pelo déficit de informação, além da possibilidade de expropriação de suas riquezas pelo acionista controlador (La Porta, Lopez-De-Silanes, Shleifer & Vishny, 2000).

A relação principal-agente, e controladores *versus* minoritários, também ajuda a explicar a incidência da corrupção tanto na gestão empresarial quanto na pública. As atividades corruptas têm como base o sigilo nas informações do contrato ilícito devido ao alto fator de risco e incerteza gerados pela possibilidade de que o ato ilegal seja descoberto ou não seja cumprido por uma das partes (Garcia, 2003). No geral, subornos e propinas estão presentes em várias estâncias das atividades empreendedoras que envolvem representantes do governo com poderes discricionários. De acordo com Wu (2005), as firmas podem pagar propinas para evitar ou reduzir impostos, garantir contratos públicos, ignorar leis e regulamentações, ou ainda evitar a entrada de potenciais competidores. Em certas situações, as firmas podem se sentir obrigadas a pagar propina para evitar punições dos agentes corruptos, ou atuar como corruptores no sentido de iniciar o pagamento da propina visando o próprio benefício.

Embora em alguns casos as atividades corruptas pareçam justificáveis, suas práticas geralmente escondem os riscos de longo-prazo aos quais os acionistas estão sujeitos. Mesmo parecendo ser uma atividade lucrativa a curto-prazo, firmas e gestores que se envolvem em atos ilícitos de corrupção podem sofrer ações legais no futuro, caso tais atos sejam descobertos. Ademais, sob as firmas também incide o risco financeiro, uma vez que podem perder credibilidade no mercado externo, acarretando em perda de valor de mercado; ou ainda, órgãos reguladores podem impedi-las de firmar contratos futuros com o governo.



Dado o prejuízo à imagem da firma e demais riscos envolvidos, as práticas de corrupção tendem a intensificar os conflitos de interesse entre gestores e acionistas (Javorcik & Wei, 2009; Wu, 2005). De acordo com a teoria principal-agente, os conflitos de agência surgem da tendência de gestores em maximizar sua utilidade pessoal, enquanto que o maior interesse dos acionistas reside em aumentar o retorno sobre seus investimentos (Jensen & Meckling, 1976). Na presença da corrupção, gestores veem a oportunidade de aumentar sua própria riqueza de forma imediata, deixando para os acionistas, eventuais riscos envolvidos em tais atividades. Além disso, uma vez que o pagamento de propina pode mitigar a concorrência entre as firmas, os gestores sentem-se confiantes, podendo manter suas posições mesmo sem apresentar um bom desempenho (Wu, 2005).

Ainda no âmbito do conflito de interesses, firmas que possuem acionistas controladores podem repassar os custos envolvidos nas atividades corruptas aos minoritários, principalmente se a firma for estruturada via pirâmide. No caso da estrutura piramidal, alguns estudos defendem que os recursos das firmas em níveis inferiores da pirâmide seriam repassados às firmas situadas mais próximas ao acionista controlador, enquanto que riscos e prejuízos percorreriam o caminho inverso (Attig, Fischer & Gadhoun, 2004; Friedman, Johnson & Mitton, 2003; Riyanto & Toolsema, 2008).

Sendo assim, a assimetria de informação entre principal e agentes, e entre controladores e minoritários contribui para que as práticas de corrupção sejam ainda mais difíceis de serem descobertas. Nesse sentido, estudos argumentam que a corrupção está negativamente relacionada com melhorias nos mecanismos de governança corporativa adotados pelas firmas e países (Garmaise & Liu, 2005; Wu, 2005). Uma vez que a governança corporativa está fundamentada na transparência, responsabilidade, prestação de contas e igualdade, seus mecanismos atuariam diretamente como medidas anticorrupção.

2.2. Sensibilidade do investimento ao fluxo de caixa

A literatura sobre as decisões de investimento das firmas está em constante discussão sobre a forma com que as firmas tomam a decisão de investir. Diversos autores consideram que as decisões de investimento deveriam ser tomadas somente quando o projeto apresentasse valor presente líquido positivo (Modigliani & Miller, 1958). Entretanto, uma vasta literatura defende que o volume de recursos próprios e de recursos de terceiros são determinantes para a firma viabilizar seus investimentos (Greenwald et al., 1984; Myers & Majluf, 1984; Stiglitz & Weiss, 1981).

Para estudar as decisões de investimento das firmas, Fazzari et al. (1988) propõem o uso de um modelo econométrico no qual a taxa de investimento é descrita em função dos recursos próprios, mensurados pelo fluxo de caixa, e pelas oportunidades de investimento, captadas pelo q de Tobin. Dado que a assimetria de informação torna os custos do financiamento externo mais caro do que os recursos internos Myers & Majluf (1984) e Fazzari et al. (1988) sugerem que firmas que não distribuem dividendos teriam maior assimetria de informação com acionistas, enquanto que essa assimetria seria menor para as firmas com maior distribuição. Agrupando as firmas conforme o grau de pagamento de dividendos, os autores encontram que firmas com maior assimetria de informação (que não distribuem dividendos) apresentam maior sensibilidade do investimento ao fluxo de caixa, sugerindo que tais firmas dependem mais dos recursos próprios para investir. Por outro lado, firmas com menor assimetria possuem menor dependência do fluxo de caixa, evidenciando que essas firmas teriam melhor acesso ao mercado externo.

Muitos estudos obtêm resultados convergentes à conclusão de Fazzari et al. (1988) utilizando diferentes *proxies* para o grau de assimetria de informação (Hoshi, Kashyap & Scharfstein, 1991; Hubbard, 1998; Schaller, 1993). Apesar de a sensibilidade do investimento ao fluxo de caixa ser muitas vezes usada como uma medida de restrição financeira,¹ essa interpretação é contestada por alguns estudos. Dentre eles, os trabalhos de Chen & Chen (2012), Ağca & Mozumdar (2008) e Moyen (2004) mostram que a sensibilidade do investimento ao fluxo de caixa vem decrescendo ao longo dos anos, mesmo em períodos

¹Francis et al. (2013) e Crisóstomo, López-Iturriaga & Vallelado González (2014), por exemplo.

de crises financeiras mundiais e recessão econômica. De uma forma geral, os principais argumentos que divergem da conclusão de Fazzari et al. (1988) residem no fato de: i) não haver razões teóricas para que a relação entre o investimento e o fluxo de caixa represente restrição financeira (Erickson & Whited, 2000; Gomes, 2001); ii) a sensibilidade do investimento ao fluxo de caixa pode ser vista como um indicador de que a firma estaria aproveitando grandes oportunidades de investimento visando rentabilidade futura (Cleary, 1999; Kaplan & Zingales, 1997); ou ainda, iii) essa sensibilidade reflete o superinvestimento causado por problemas de agência entre gestores e acionistas (ou controladores e minoritários) dados os incentivos que os primeiros possuem em expropriar recursos da firma (Pawlina & Renneboog, 2005; Wei, 2008). Dadas tais divergências entre as interpretações, o consenso geral é que a relação positiva entre o investimento e o fluxo de caixa seja uma evidência de que as firmas necessitam aplicar recursos próprios para viabilizar seus investimentos.

Embora a relação positiva entre o investimento e o fluxo de caixa seja a mais documentada na literatura, há estudos que encontram uma relação negativa entre estes dois fatores. Bhagat, Moyon & Suh (2005) mostram que a sensibilidade negativa do investimento ao fluxo de caixa é encontrada principalmente em firmas com fragilidade financeira combinada com perdas operacionais. Os autores explicam que as firmas continuariam a investir na expectativa de um melhor desempenho futuro. Hovakimian (2009) sugere que a sensibilidade negativa do investimento ao fluxo de caixa possa estar relacionada com o ciclo de vida das empresas, uma vez que em sua análise, essa sensibilidade foi encontrada para firmas menores e jovens, com pouco fluxo de caixa, grandes oportunidades de investimento e que parecem sofrer mais com restrição financeira.

Independente se a relação entre o investimento e o fluxo de caixa é positiva ou negativa, não se encontra na literatura estudos que investiguem como a corrupção atinge as decisões de investimento ao nível da firma. Normalmente, os estudos analisam os efeitos na corrupção nos investimentos em análises entre países (*cross-country*). Nesse caso, evidências empíricas sugerem que a corrupção impacta negativamente o nível de investimento, provocando uma queda no crescimento econômico (Mauro, 1995). Ao nível da firma, o que se verifica na literatura são trabalhos cujo interesse é entender como a qualidade institucional ou a qualidade da governança corporativa instituída nos países podem comprometer as decisões corporativas.²

Dada a intrínseca relação entre corrupção e governança corporativa, no presente estudo a corrupção é vista como um problema causa-e-consequência de assimetria de informação que aumenta os custos de agência e dos investimentos. Dessa forma, espera-se que a corrupção restrinja as decisões de investimento das firmas, elevando o volume de recursos próprios necessários para investir.

3. DADOS E MÉTODOS

3.1. Fontes de dados e amostra

A amostra do estudo consiste de firmas brasileiras de capital aberto negociadas na BM&FBovespa no período de 1999–2009. Informações financeiras foram coletadas na base de dados Econômica e deflacionadas conforme o Índice Geral de Preços (IGP-DI). Firms do setor financeiro e de fundos de investimento foram excluídas da análise pois suas atividades financeiras, operacionais e de investimento diferem dos demais setores industriais. As informações sobre estrutura de propriedade e controle foram manualmente coletadas do site da Comissão de Valores Mobiliários (CVM).³ O interesse nessas informações está na identificação do maior acionista último da empresa, isto é, o acionista que detém direta ou indiretamente maior quantidade de ações com direito de voto. Com base nessa informação, analisa-se se o maior acionista último é também o acionista controlador, ou seja, aquele que possui mais

²Ver Francis et al. (2013).

³Agradeço a Dante M. Aldrighi a disponibilização desses dados.



do que 50% das ações com direito a voto da empresa. Firmas cujo maior acionista último também é o acionista controlador de natureza familiar ou individual são classificadas como sendo firmas controladas por famílias. Da mesma forma, se o maior acionista último é o Estado e ele também é o controlador da firma, diz-se que a firma é controlada pelo Estado.

Observações de firmas com receita líquida operacional negativa, com informações faltantes a respeito do imobilizado, ativo total, estrutura de propriedade e controle, e demais variáveis de controle foram retiradas da amostra. Conforme sugestão de Almeida, Campello & Weisbach (2004), firmas com ativo total e taxa de crescimento de vendas excedendo 100% foram retiradas da amostra para evitar a possibilidade de descontinuidade dos negócios causada por fusões e aquisições. Para mitigar o impacto de observações com valores atípicos (outliers), adotou-se a metodologia proposta por Cleary (2006), ao qual atribui-se limitantes superiores e inferiores para cada variável explicativa do modelo. No presente estudo, os limitantes são o 1º e 99º percentiles de cada variável. Essa estratégia evita a exclusão de informações importantes da amostra. Por fim, a amostra final resulta em um painel não balanceado, composto de 385 firmas e 2.368 observações firma-ano.

3.2. Medida de corrupção

Corrupção é a variável de interesse do estudo a qual, pela sua própria natureza, é difícil de mensurar precisamente. A grande questão concerne em como obter informações confiáveis a respeito da corrupção ao nível da firma, uma vez que a própria natureza ilegal das atividades de corrupção faz com que a coleta de informações não seja verossímil. Na literatura é possível encontrar algumas medidas, todas baseadas na percepção subjetiva, obtidas através de pesquisas por firmas com cláusulas confidenciais sobre as respostas dos entrevistados. Geralmente, diversas empresas de um determinado país são entrevistadas, e a resposta média de cada país é usada como uma referência do nível de corrupção no país.

Como não há na literatura uma medida que mensure a corrupção ao nível da firma, a opção é utilizar um índice de corrupção no nível do país e combinar essa informação com dados microeconômicos. Para mensurar a corrupção no Brasil será utilizado o índice de corrupção de Kauffmann, Kraay e Zoido-Lobaton (KKZ), usado pelo Banco Mundial para compor o índice mundial de governança — *Worldwide Governance Indicator (WGI)*.⁴ Essa medida capta a percepção dos entrevistados de como o poder público é utilizado para obter benefícios privados, e como agentes podem fazer com que o Estado beneficie elites e interesses privados. Basicamente, o índice KKZ tem como essência pelo menos dezessete diferentes fontes de informação, incluindo indicadores de agência de risco, organizações multilaterais e organizações não governamentais — por exemplo, relatórios da *Business Enterprise Environment Survey*, *World Bank Country Policy and Institutional Assessments*, e *Reporters without Borders Press Freedom Index*. Dessa forma, o índice KKZ abrange a percepção de especialistas da área e outros órgãos empresariais, mensurando o grau de corrupção em determinados países, assim como as condições políticas para estabilização dos negócios empresariais e a eficácia da prestação dos serviços, principalmente serviços públicos.

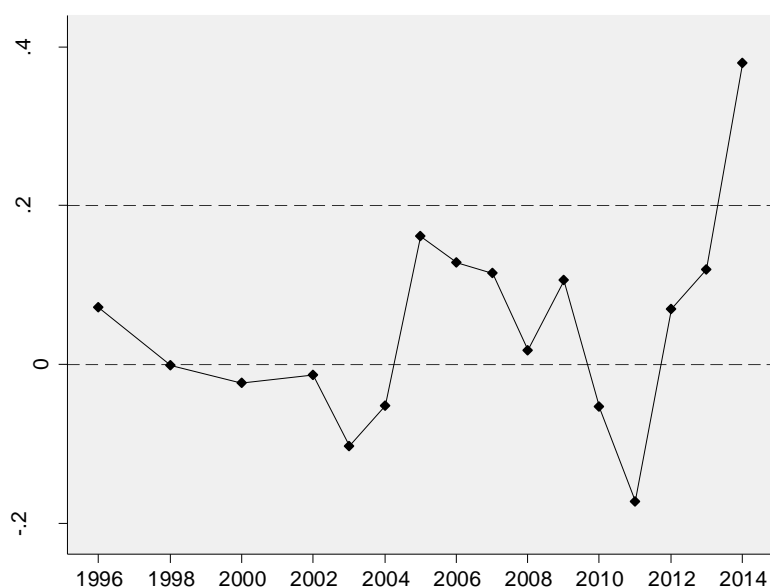
A construção do índice KKZ é feita com o uso da metodologia de componentes não-observados (UCM – *Unobserved Components Methodology*). Kaufmann et al. (2011) explicam que a adoção dessa metodologia torna o índice mais robusto do que outras metodologias aplicadas em outros índices de corrupção, tais como: i) o procedimento utilizado pela Transparência Internacional no índice de percepção da corrupção (CPI – *Corruption Perception Index*), no qual é realizada a média conjunta dos postos dos percentiles dos países em cada indicador individual; ou ainda, ii) o método min-max de re-escalamento das fontes de informações, como o utilizado pelo *Ibrahim Index of African Governance*.

⁴Ver Kaufmann, Kraay & Mastruzzi (2011) para maiores informações sobre o índice mundial de governança (WGI).

O índice KKZ de corrupção varia entre -25 e 25 , com média zero e desvio-padrão igual a um. Valores elevados para a estimativa do índice em um determinado país significa que o país é pouco corrupto e bem governado. Para facilitar a interpretação dos parâmetros nos modelos econométricos, o índice é re-escalado de forma que valores elevados representem alto índice de corrupção no país.

O gráfico na Figura 1 mostra o comportamento do índice KKZ re-escalado para o Brasil no período de 1996–2014. Observa-se que os anos de 2003 e 2011 foram os que apresentaram menor nível de percepção da corrupção no país. No entanto, no ano de 2014, o índice mostra uma forte elevação, evidenciando que a corrupção no Brasil atingiu seu maior nível durante o período analisado. Essa piora na corrupção deve-se principalmente aos recentes escândalos envolvendo empresas estatais (Petrobrás, por exemplo) e empresas do setor de construção civil.

Figura 1. Índice de Corrupção no período 1996–2014.



3.3. Modelos econométricos

Os modelos de investimento propostos para investigar o impacto da corrupção na sensibilidade do investimento ao fluxo de caixa estão apresentados abaixo e derivam da especificação proposta por Fazzari et al. (1988), cujas principais variáveis explicativas são o fluxo de caixa e o q de Tobin. Como o investimento pode ter um comportamento não-linear, a relação entre corrupção e investimento também é estimada por uma versão modificada do modelo acelerador de investimento. Nesse modelo, são incorporadas a variável defasada do investimento e o termo quadrático dessa variável como explicativas do investimento corrente. Os três modelos-base são apresentados como sendo:

$$I_{it} = \beta_0 + \beta_1 FC_{it} + \beta_2 FC_{it} * Corrupção_t + \beta_3 Q_{i,t-1} + B' Controle_{i,t-1} + \nu_t + \zeta_{it}; \quad (M1)$$

$$I_{it} = \beta_0 + \beta_1 FC_{it} + \beta_2 FC_{it} * Corrupção_t + \beta_3 Q_{i,t-1} + B' Controle_{i,t-1} + \nu_i + \nu_t + \varepsilon_{it}; \quad (M2)$$

$$I_{it} = \beta_0 + \beta_1 FC_{it} + FC_{it} * Corrupção_t + \varphi_1 I_{i,t-1} + \varphi_2 I_{i,t-1}^2 + \beta_3 Q_{i,t-1} + B' Controle_{i,t-1} + \nu_i + \nu_t + \varepsilon_{it}; \quad (M3)$$

em que I é a taxa de investimento medida como $(K_{it} - K_{it-1})/K_{it-1}$; FC é o fluxo de caixa dividido pelo estoque de capital no início do período K_{it-1} ; $Corrupção$ é a variável de interesse do estudo, mensurada



pelo índice de corrupção de KKZ re-escalado; Q representa o q de Tobin, proxy para as oportunidades de investimentos das firmas; *Controle* é o conjunto de variáveis utilizadas como controle no processo de estimação dos parâmetros: dívida total (D), medida pela soma da dívida de longo e curto prazo, dividido pela soma da dívida de longo prazo, curto prazo e patrimônio líquido; crescimento de vendas (CV), calculada como $(V_{it} - V_{it-1})/V_{it-1}$, sendo V a receita líquida operacional; e *Tamanho*, medido como o logarítmico natural do volume de vendas. As demais variáveis, ν_i , ν_t e ε_{it} , representam o efeito específico da firma, o efeito temporal e o erro idiossincrático. Ademais, no modelo M1, ζ_{it} equivale a soma de ν_i e ε_{it} , o que significa que o efeito específico da firma é omitido do modelo e incorporado ao erro.

No modelos M2 e M3, o controle das estimativas pelo efeito específico da firma (ν_i) tem por objetivo captar as características não mensuráveis de cada firma que permanecem invariantes ao longo do tempo (efeito fixo). Isso significa que no efeito fixo estão inseridas variáveis omitidas do modelo de investimento que permanecem constantes no tempo tais como, estratégias corporativas, habilidade e produtividade dos gestores, dentre outras. Além do efeito específico de cada firma, as estimativas também são controladas por um componente específico temporal (ν_t) para refletir os efeitos cíclicos e os efeitos macroeconômicos nas decisões de investimento.

Os modelos M1 e M2 são estimados, respectivamente, pelo método Pooled-OLS e Efeito Fixo (EF), ambos com correção da heteroscedasticidade por firma; e o modelo M3 é estimado pelo Método System dos Momentos Generalizados (GMM-Sys), em dois estágios e com erros robustos. Dada a natureza dos dados na forma de painel, a estimação pelo método Pooled do modelo M1 pode gerar estimativas viesadas e inconsistentes (Nickell, 1981; Hsiao, 1986), uma vez que este método ignora a presença de características atemporais mensuradas pelo efeito específico da firma. Já a estimação pelo método do efeito fixo leva em consideração a inclusão dessas características não observáveis, proporcionando estimativas mais eficientes. Entretanto, a estimação do modelo de investimento M3 pelo método de Efeito Fixo tende a gerar estimativas viesadas devido à inclusão da variável dependente defasada como explicativa.

No caso do modelo M3, o método GMM-Sys considera a presença do efeito específico da firma e da variável endógena, e tende a promover um ganho de precisão nas estimativas dos parâmetros em comparação a outros métodos econométricos.⁵ A validade dos parâmetros estimados pelo GMM-Sys é verificada pelo teste de autocorrelação de segunda ordem, o qual verifica a inexistência de correlação serial; e pelo teste de Hansen/Sargan, que checa a legitimidade dos instrumentos utilizados no processo de estimação. Além disso, conforme a sugestão de Roodman (2009), a estrutura de defasagens é limitada para evitar a proliferação de instrumentos que podem fragilizar o teste de Sargan. Desse modo, somente as defasagens dos períodos $t - 2$ a $t - 4$ são utilizadas como instrumentos na equação em diferença.

4. RESULTADOS

4.1. Análise univariada

A Tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas da amostra. O Painel A mostra a distribuição das observações por setor industrial, além da frequência de firmas com controle familiar e estatal em cada um dos setores que compõem a amostra.

Observa-se que 42% das firmas são controladas por famílias ou indivíduos, e somente 6% das firmas possuem o Estado como o acionista controlador. O setor relacionado à indústria de manufatura (setor 11) é o que detém a maior parte das observações (57,05%), sendo também o setor com maior percentual de firmas controladas por famílias ($702/996 \approx 70,5\%$). Em seguida, o setor de empresas de

⁵Tal como o método proposto por Anderson & Hsiao (1982) que combina o método de variável instrumental e de primeira diferença, e o GMM em diferença de Arellano & Bond (1991).

Tabela 1. Estatísticas descritivas e distribuição amostral.

Painel A: Distribuição amostral por setor e estrutura de propriedade.

Setor	Setores da indústria	Freq.	%	Freq. (Família)	Freq. (Estatais)
1	Administração de empresas/empreendimentos	100	4,22	46	0
2	Agricultura, pecuária, silvicultura, pesca e caça	20	0,84	18	0
3	Assistência médica e social	9	0,38	2	0
4	Comércio atacadista	19	0,8	5	4
5	Comércio varejista	100	4,22	40	0
6	Construção	86	3,63	53	0
7	Educação	4	0,17	1	0
8	Empresa de eletricidade, gás e água	354	14,95	45	121
9	Hotel e restaurante	12	0,51	3	0
10	Imobiliária e locadora de outros bens	14	0,59	4	0
11	Indústria manufatureira	1,351	57,05	702	2
12	Informação	182	7,69	36	0
13	Mineração	38	1,6	8	12
14	Outros serviços (exceto administração pública)	1	0,04	1	0
15	Serviços de apoio a empresas e gerenciamento de resíduos	10	0,42	2	5
16	Serviços profissionais, científicos e técnicos	20	0,84	13	0
17	Transporte e armazenamento	48	2,03	17	0
Número total de observações		2.368	100	996	144
Número total de firmas		385	100	201	21

Painel B: Estatísticas descritivas.

Variáveis	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Mediana	Máximo
Investimento (<i>I</i>)	-0,0211	0,2296	-0,6272	-0,0517	1,0512
Fluxo de caixa (<i>FC</i>)	0,2423	1,5055	-6,6460	0,1914	9,1542
Crescimento de vendas (<i>CV</i>)	0,0177	0,2123	-0,7000	0,0198	0,6338
<i>q</i> de Tobin (<i>Q</i>)	1,3921	1,1653	0,4210	1,0434	8,4465
Dívida (<i>D</i>)	0,7140	0,4255	0,2344	0,6219	2,1358
Ativo Total (<i>AT</i>)	7,89E6	2,37E7	2,17E4	1,65E5	1,86E8
ln(Vendas) (Tamanho)	13,6889	2,0224	7,2435	13,9809	17,4402
<i>ROE</i>	0,1042	0,6616	-4,4216	0,1042	2,2509

Notas: Esta tabela reporta a distribuição amostral por setores industriais e por estrutura de propriedade. *I* denota o investimento medido em taxa. *FC* é o fluxo de caixa normalizado pelo estoque de capital em $t - 1$. *CV* é a taxa de crescimento de vendas. *D* mensura o endividamento total da firma. *AT* denota o ativo total e ln(vendas) é usado como proxy para o tamanho das firmas. *ROE* é a razão entre o lucro líquido e o patrimônio líquido.

eletricidade, gás e água (setor 8) é o segundo maior em número de observações firma-ano, o qual, por sua vez, detém o maior número de firmas com controle estatal ($121/144 \approx 84\%$).

O Painel B apresenta as estatísticas descritivas das variáveis usadas nos modelos econométricos. Os indicadores mostram que em média, as firmas da amostra apresentam taxa de investimento negativa no período analisado. O fluxo de caixa representa 24% do ativo imobilizado no período anterior. As firmas aumentaram sua taxa de crescimento de vendas em 2%, aproximadamente, seguidas por maiores oportunidades de investimento, medida pelo *q* de Tobin.⁶ O endividamento das firmas também é elevado, representando, em média, 71,4% do capital total da empresa, enquanto que a rentabilidade representa 10,2% do patrimônio líquido.

⁶De acordo com a literatura, valores *q* maiores do que 1 refletem grandes oportunidades de investimento.



4.2. A sensibilidade do investimento ao fluxo de caixa e o impacto da corrupção

A Tabela 2 apresenta os resultados dos modelos de investimento estimados pelos métodos Pooled, Efeito fixo e GMM-Sys. As colunas ímpares mostram que a variável FC é significativa em todos os modelos, evidenciando que os investimentos das firmas são sensíveis ao fluxo de caixa. Isso sugere que, mantendo-se fixos demais fatores, as firmas necessitam utilizar recursos próprios para realizar suas oportunidades de investimento.

Tabela 2. A sensibilidade do investimento ao fluxo de caixa e a corrupção.

Variáveis	Pooled		Efeito Fixo		GMM-Sys	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$FC_{i,t}$	0,0138** (0,0064)	0,0187*** (0,0067)	0,0134* (0,0080)	0,0178** (0,0084)	0,0140*** (0,0051)	0,0188*** (0,0052)
$FC_{i,t} * Corrupção_t$		-0,1366* (0,0704)		-0,1196* (0,0708)		-0,1356* (0,0751)
$Q_{i,t-1}$	0,0311*** (0,0102)	0,0314*** (0,0103)	0,0687*** (0,0186)	0,0696*** (0,0186)	0,0436*** (0,0152)	0,0429*** (0,0155)
Dívida $_{i,t-1}$	-0,0441*** (0,0116)	-0,0449*** (0,0115)	-0,0703*** (0,0263)	-0,0756*** (0,0262)	-0,0503*** (0,0156)	-0,0500*** (0,0161)
$CV_{i,t-1}$	0,1213*** (0,0300)	0,1179*** (0,0306)	-0,0080 (0,0348)	-0,0098 (0,0351)	0,0282 (0,0334)	0,0255 (0,0340)
$Tamanho_{i,t-1}$	0,0038 (0,0031)	0,0036 (0,0032)	0,0338* (0,0179)	0,0362** (0,0178)	-0,0015 (0,0041)	-0,0010 (0,0041)
$I_{i,t-1}$					0,0923* (0,0535)	0,0826 (0,0543)
$(I_{i,t-1})^2$					-0,0491 (0,0583)	-0,0454 (0,0585)
Constante	-0,0468 (0,0514)	-0,0392 (0,0520)	-0,5038** (0,2473)	-0,5309** (0,2452)	0,0606 (0,0629)	0,0525 (0,0628)
Controle por ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
R^2	0,1475	0,1541	0,1237	0,1292		
AR(1)					-5,48***	-5,45***
AR(2)					0,30	0,56
Teste de Hansen					61,85 [56]	61,51 [56]
Nº de observações	1.605	1.605	1.605	1.605	1.605	1.605
Nº de firmas	281	281	281	281	281	281

Notas: Esta tabela reporta os resultados estimados dos modelos de investimento pelos métodos Pooled, Efeito Fixo e GMM-Sys. I denota o investimento medido em taxa. FC é o fluxo de caixa normalizado pelo estoque de capital em $t - 1$. CV é a taxa de crescimento de vendas. D mensura o endividamento total da firma. $Tamanho$ é o logaritmo natural do volume de vendas. Os erros-padrão estão apresentados entre parênteses. Os símbolos ***, **, e * representam, respectivamente, 1%, 5% e 10% de significância. AR(1) e AR(2) denotam o teste de autocorrelação de primeira e segunda ordem, o qual segue uma distribuição normal padrão. O teste de Hansen segue uma distribuição chi-quadrado em que o número de graus de liberdade está designado entre colchetes.

Quando a corrupção é considerada, a variável de interação com o fluxo de caixa apresenta parâmetro negativo e significativo nos três modelos reportados nas colunas pares. Os resultados mostram que a corrupção torna a sensibilidade do investimento ao fluxo de caixa negativa: $-0,1179$ na coluna (2); $-0,1018$ na coluna (4); e $-0,1168$ na coluna (6). Essa sensibilidade negativa evidencia que o agravamento da corrupção no país faz com que os recursos próprios disponíveis não sejam suficientes para elevar os investimentos das firmas. Nesse caso, as firmas podem ter que se desfazer de imobilizado (desinvestir) para aumentar o volume de recursos próprios e conseqüentemente, aproveitar suas oportunidades de investimentos, o que torna mais difícil a tomada de decisão de investir. Sendo assim, é provável que a corrupção restrinja as decisões de investimento, fazendo as firmas cancelar ou postergar os investimentos, ou até mesmo desinvestir para aproveitar oportunidades lucrativas de investimento.

Com relação às demais variáveis inseridas nos modelos de investimento, as estimações mostram uma relação positiva e significativa entre o q de Tobin e a taxa de investimento, indicando que o aumento das oportunidades eleva o volume de investimentos. Já o endividamento em relação ao capital total (D_{it}) apresenta parâmetro negativo e significativo, evidenciando que o endividamento elevado tende a reduzir os investimentos das firmas. A taxa de crescimento de vendas é positiva e significativa apenas nos modelos estimados pelo método *pooled*, no qual o efeito específico da firma é ignorado. Os resultados ainda mostram que o tamanho das firmas, medido pelo logarítmico natural do volume de vendas, é positivo e significativo somente no modelo estimado por meio do método de efeito fixo. Isso sugere que o crescimento das firmas poderia impulsionar a taxa de investimento.

4.3. O impacto da corrupção na sensibilidade do investimento ao fluxo de caixa: uma análise por setor industrial

A seguir, apresentam-se as estimativas dos modelos de investimento quando o impacto da corrupção na sensibilidade do investimento ao fluxo de caixa é separado entre firmas de um determinado setor industrial e demais setores. O modelo estimado é derivado do modelo-base. Especificamente, os seguintes modelos são estimados:

$$I_{it} = \beta_0 + \beta_1 FC_{it} + FC_{it} * Corrupção_t * (\gamma_1 Setor_k + \gamma_2 (1 - Setor_k)) + \beta_3 Q_{i,t-1} + B' Controle_{i,t-1} + \nu_t + \zeta_{it}; \quad (M4)$$

$$I_{it} = \beta_0 + \beta_1 FC_{it} + FC_{it} * Corrupção_t * (\gamma_1 Setor_k + \gamma_2 (1 - Setor_k)) + \beta_3 Q_{i,t-1} + B' Controle_{i,t-1} + \nu_t + \nu_t + \varepsilon_{it}; \quad (M5)$$

$$I_{it} = \beta_0 + \beta_1 FC_{it} + FC_{it} * Corrupção_t * (\gamma_1 Setor_k + \gamma_2 (1 - Setor_k)) + \varphi_1 I_{i,t-1} + \varphi_2 I_{i,t-1}^2 + \beta_3 Q_{i,t-1} + B' Controle_{i,t-1} + \nu_t + \nu_t + \varepsilon_{it}; \quad (M6)$$

em que $Setor_k$ ($k = 1, 2, \dots, 17$) são variáveis binárias que designam o setor industrial ao qual a firma I pertence. Nesse modelo, o impacto da corrupção na sensibilidade do investimento ao fluxo de caixa é $\partial I_{it} / \partial FC_{it} = \beta_1 + \gamma_1 * Corrupção_t$ para as firmas do setor de interesse, e é equivalente à $\partial I_{it} / \partial FC_{it} = \beta_1 + \gamma_2 * Corrupção_t$ para as firmas dos demais setores da economia. Observe que os modelos empíricos M4, M5 e M6 são similares aos modelos-base discutidos na seção 3.3 após a reorganização dos termos. Por isso, a Tabela 3 reporta somente os parâmetros das variáveis relacionadas ao fluxo de caixa, corrupção e setor de atuação. Cabe ressaltar que, como alguns setores têm poucas observações firma-ano, optou-se por estimar os modelos de investimento acima para setores com um número mínimo de cinquenta observações firma-ano.



Tabela 3. Impacto da corrupção na sensibilidade do investimento ao fluxo de caixa: análise por setor de atuação.

Painel A: Administração de empresas e empreendimentos			
Variáveis	Pooled (1)	Efeito Fixo (2)	GMM-Sys (3)
$FC_{i,t}$	0,0183** (0,0076)	0,0165* (0,0093)	0,0176*** (0,0052)
$FC_{i,t} * Corrupção_{i,t} * (Setor_1)$	-0,2395* (0,1244)	-0,2235*** (0,0389)	-0,3025*** (0,0536)
$FC_{i,t} * Corrupção_{i,t} * (1 - Setor_1)$	-0,0690 (0,0535)	-0,0842 (0,0586)	-0,0542 (0,0445)
Variáveis de controle	Sim	Sim	Sim
Controle por ano	Sim	Sim	Sim
R^2	0,1542	0,1317	
AR(1)			-5,50
AR(2)			0,60
Teste de Hansen			104,48 [56]

Painel B: Comércio			
Variáveis	Pooled (1)	Efeito Fixo (2)	GMM-Sys (3)
$FC_{i,t}$	0,0189** (0,0077)	0,0192** (0,0089)	0,0174*** (0,0051)
$FC_{i,t} * Corrupção_{i,t} * (Setor_5)$	0,3262 (0,2675)	0,2889 (0,1751)	0,2478 (0,2387)
$FC_{i,t} * Corrupção_{i,t} * (1 - Setor_5)$	-0,1163* (0,0599)	-0,1315*** (0,0463)	-0,0918** (0,0440)
Variáveis de controle	Sim	Sim	Sim
Controle por ano	Sim	Sim	Sim
R^2	0,1526	0,1307	
AR(1)			-5,51
AR(2)			0,42
Teste de Hansen			109,88 [56]

Painel C: Construção			
Variáveis	Pooled (1)	Efeito Fixo (2)	GMM-Sys (3)
$FC_{i,t}$	0,0186** (0,0077)	0,0168 (0,0104)	0,0170*** (0,0055)
$FC_{i,t} * Corrupção_{i,t} * (Setor_6)$	-0,0988 (0,0722)	-0,0516 (0,0840)	-0,0845 (0,0645)
$FC_{i,t} * Corrupção_{i,t} * (1 - Setor_6)$	-0,1191* (0,0675)	-0,1513*** (0,0489)	-0,0902* (0,0499)
Variáveis de controle	Sim	Sim	Sim
Controle por ano	Sim	Sim	Sim
R^2	0,1519	0,1308	
AR(1)			-5,50
AR(2)			0,44
Teste de Hansen			110,21 [56]

(Continua na próxima página)

Tabela 3. (Continuação)

Painel D: Empresa de eletricidade, gás e água			
Variáveis	Pooled (1)	Efeito Fixo (2)	GMM-Sys (3)
$FC_{i,t}$	0,0188** (0,0077)	0,0190** (0,0091)	0,0176*** (0,0053)
$FC_{i,t} * Corrupção_{i,t} * (Setor_8)$	-0,0919 (0,1644)	-0,1077 (0,1054)	-0,1239 (0,0882)
$FC_{i,t} * Corrupção_{i,t} * (1 - Setor_8)$	-0,1141* (0,0598)	-0,1291*** (0,0466)	-0,0884** (0,0441)
Variáveis de controle	Sim	Sim	Sim
Controle por ano	Sim	Sim	Sim
R^2	0,1519	0,1301	
AR(1)			-5,50
AR(2)			0,44
Teste de Hansen			109,81 [56]
Painel E: Indústria de Manufatura			
$FC_{i,t}$	0,0192** (0,0081)	0,0190** (0,0094)	0,0181*** (0,0056)
$FC_{i,t} * Corrupção_{i,t} * (Setor_{11})$	-0,0861 (0,0788)	-0,1338 (0,0942)	-0,0216 (0,1000)
$FC_{i,t} * Corrupção_{i,t} * (1 - Setor_{11})$	-0,1274* (0,0757)	-0,1265** (0,0527)	-0,1154* (0,0609)
Variáveis de controle	Sim	Sim	Sim
Controle por ano	Sim	Sim	Sim
R^2	0,1520	0,1301	
AR(1)			-5,52
AR(2)			0,45
Teste de Hansen			109,54 [56]
Painel F: Informática			
$FC_{i,t}$	0,0187** (0,0077)	0,0191** (0,0089)	0,0175*** (0,0051)
$FC_{i,t} * Corrupção_{i,t} * (Setor_{12})$	0,5476 (0,5886)	0,3356 (0,2858)	0,4072 (0,5616)
$FC_{i,t} * Corrupção_{i,t} * (1 - Setor_{12})$	-0,1190** (0,0596)	-0,1308*** (0,0463)	-0,0976** (0,0435)
Variáveis de controle	Sim	Sim	Sim
Controle por ano	Sim	Sim	Sim
R^2	0,1543	0,1308	
AR(1)			-5,49
AR(2)			0,39
Teste de Hansen			110,24 [56]

Notas: Esta tabela reporta os parâmetros de interesse dos modelos de investimento 4, 5 e 6, estimados pelos métodos Pooled, Efeito Fixo e GMM-Sys. A amostra é composta de 2.368 observações firma-ano. Os erros-padrão estão apresentados entre parênteses. Os símbolos ***, **, * representam, respectivamente, 1%, 5% e 10% de significância. AR(1) e AR(2) denotam o teste de autocorrelação de primeira e segunda ordem, o qual segue uma distribuição normal padrão. O teste de Hansen segue uma distribuição chi-quadrado em que o número de graus de liberdade está designado entre colchetes.



O Painel A da Tabela 3 apresenta os resultados estimados para o setor 1 (Administração de empresas e empreendimentos). Nos três modelos estimados, a variável de interação entre o fluxo de caixa, a corrupção e o setor 1 apresenta parâmetros negativos e significativos, evidenciando uma relação negativa entre o investimento e o fluxo de caixa quando intensifica-se a corrupção no país. Dessa forma, assim como obtido para a amostra total na Tabela 2, as firmas do setor 1 sofrem influência negativa da corrupção sobre as decisões de investimento, sugerindo que somente os recursos internos podem não ser suficiente para financiar os projetos de investimento.

Os resultados para o setor 5 (Comércio) são apresentados no Painel B, os quais mostram que o parâmetro de interação entre o fluxo de caixa, corrupção e setor 5 é positivo, mas não significativo. Isso sugere que a piora da corrupção pode não influenciar a sensibilidade do investimento ao fluxo de caixa das firmas do setor de comércio.

De maneira análoga, os painéis C, D, E e F reportam, respectivamente, os resultados dos seguintes setores: construção (setor 6), empresa de eletricidade, gás e água (setor 8), indústria de manufatura (setor 11) e informática (setor 12). Assim como o evidenciado para o setor de Comércio, os resultados dos painéis C, D, E e F mostram que as variáveis de interação entre o fluxo de caixa, corrupção e o setor de interesse não são significativas, contudo tal relação é negativa e significativa quando se considera os demais setores da economia.⁷ Sendo assim, a análise por setor industrial aponta que o setor de administração de empresas e empreendimentos tenderia a ser o mais afetado pelo aumento da corrupção.

4.4. A influência da corrupção na sensibilidade do investimento ao fluxo de caixa das firmas com controle familiar

O efeito da corrupção sobre as decisões de investimento de firmas controladas por famílias é testado de duas formas: i) com base na amostra total; e ii) restringindo-se a amostra somente para as firmas que detêm esse tipo de controlador. No primeiro caso, os modelos de investimento M4, M5 e M6 são reestimados substituindo-se a variável $Setor_k$ pela variável binária relativa ao controle familiar (Fam). No segundo, para estimar a relação entre corrupção e a sensibilidade do investimento ao fluxo de caixa com a amostra restrita para firmas familiares, estimou-se o modelo-base sugerido na seção 3.3. Além disso, como grande parte das firmas do setor de manufatura é controlada por famílias, estimou-se os modelos restringindo-se a amostra somente para as firmas desse setor. O intuito é verificar se as firmas de manufatura com controle familiar tendem a sofrer maior influência da corrupção em suas decisões de investimento do que firmas não-familiares.

A Tabela 4 apresenta os parâmetros estimados. As colunas de (1) a (3) reportam os resultados para a amostra total, no qual nota-se que a variável de interação entre o fluxo de caixa, corrupção e o controle familiar é negativa e significativa nas colunas (1) e (2), porém não é significativa na coluna (3). Tal como encontrado para a amostra total e firmas do setor de administração, as firmas familiares também apresentam uma relação fortemente negativa entre a corrupção e a sensibilidade do investimento ao fluxo de caixa. Esses resultados são confirmados nas colunas (4), (5) e (6) quando os modelos são reestimados apenas para as firmas familiares.

As colunas de (7) a (9) da Tabela 4 reportam os parâmetros estimados para as firmas do setor de manufatura. Os resultados mostram que a variável fluxo de caixa é significativa nas colunas (7) e (9) sugerindo que as firmas de manufatura são dependentes de recursos próprios para investir. Já a variável de interação entre o fluxo de caixa, corrupção e controle familiar é negativa e não significativa pelos três métodos de estimação. Isso indica que a sensibilidade do investimento ao fluxo de caixa de firmas

⁷Reconhece-se que a significância da variável de interação entre o fluxo de caixa, corrupção e demais setores pode ser oriunda da inclusão do setor 1 (administração de empresas e empreendimentos) nesse grupo, a qual já se sabe, pelos resultados do Painel A da Tabela 3, que a relação entre a corrupção e a sensibilidade do investimento ao fluxo de caixa é negativa e significativa.

Tabela 4. Sensibilidade do investimento ao fluxo de caixa, corrupção e controle familiar.

Variáveis	Amostra Total			Firmas Familiares			Indústria de Manufatura		
	Pooled (1)	Efeito Fixo (2)	GMM-Sys (3)	Pooled (4)	Efeito Fixo (5)	GMM-Sys (6)	Pooled (7)	Efeito Fixo (8)	GMM-Sys (9)
$FC_{i,t}$	0,0190** (0,0078)	0,0191** (0,0086)	0,0177*** (0,0052)	0,0177* (0,0093)	0,0149 (0,0113)	0,0223*** (0,0081)	0,0241** (0,0102)	0,0112 (0,0165)	0,0200** (0,0086)
$FC_{i,t} * Corrupção_{i,t}$				-0,1992** (0,0897)	-0,2061*** (0,0629)	-0,2151*** (0,0771)			
$FC_{i,t} * Corrupção_{i,t} * Fam$	-0,1334* (0,0750)	-0,1467*** (0,0497)	-0,0954 (0,0619)				-0,0063 (0,0945)	-0,0427 (0,1252)	-0,0055 (0,1114)
$FC_{i,t} * Corrupção_{i,t} * (1 - Fam)$	-0,0783 (0,0711)	-0,0944 (0,0770)	-0,0820 (0,0696)				-0,2431* (0,1437)	-0,2689* (0,1510)	-0,2782** (0,1402)
$Q_{i,t-1}$	0,0310*** (0,0103)	0,0688*** (0,0186)	0,0444*** (0,0153)	0,0753*** (0,0233)	0,1234*** (0,0355)	0,0888*** (0,0315)	0,0226* (0,0126)	0,0619*** (0,0176)	0,0459** (0,0199)
$Dividas_{i,t-1}$	-0,0454*** (0,0115)	-0,0766*** (0,0254)	-0,0508*** (0,0158)	-0,0871*** (0,0233)	-0,1428*** (0,0365)	-0,0969*** (0,0347)	-0,0306** (0,0137)	-0,0645** (0,0284)	-0,0510** (0,0203)
$CV_{i,t-1}$	0,1240*** (0,0297)	-0,0019 (0,0339)	0,0238 (0,0308)	0,0770* (0,0463)	-0,0324 (0,0511)	0,0125 (0,0506)	0,1241*** (0,0387)	0,0054 (0,0451)	0,0805** (0,0376)
$Tamanho_{i,t-1}$	0,0036 (0,0032)	0,0328* (0,0181)	-0,0007 (0,0041)	0,0128*** (0,0050)	0,0249 (0,0279)	0,0165** (0,0075)	0,0031 (0,0046)	0,0372 (0,0270)	-0,0069 (0,0061)
$I_{i,t-1}$			0,0939* (0,0532)			-0,0407 (0,0922)			0,0966* (0,0525)
$(I_{i,t-1})^2$			-0,0416 (0,0606)			0,0773 (0,0980)			-0,0056 (0,0784)
Constante	-0,0437 (0,0519)	-0,4861* (0,2500)	0,0516 (0,0633)	-0,1380* (0,0780)	-0,3965 (0,3658)	-0,1998* (0,1044)	-0,0127 (0,0666)	-0,5571 (0,3710)	0,1226 (0,0830)
Controle por ano				0,2003	0,1465		0,1340	0,1097	
R^2	0,1522	0,1303	-5,48			-3,67			-4,86
AR(1)			0,45			-0,91			-0,30
AR(2)			109,4[56]			92,15[56]			25,31[30]
Teste de Hansen	1,605	1,605	1,605	668	668	668	944	944	944
Nº de Observações	1,605	1,605	1,605	668	668	668	944	944	944

Notas: Esta tabela reporta os resultados estimados dos modelos de investimento considerando a natureza familiar dos controladores das firmas. I denota o investimento medido em taxa. FC é o fluxo de caixa normalizado pelo estoque de capital em $t-1$. CV é a taxa de crescimento de vendas. D mensura o endividamento total da firma. Tamanho é o logaritmo natural do volume de vendas. Os erros-padrão estão apresentados entre parênteses. Os símbolos ***, **, * representam, respectivamente, 1%, 5% e 10% de significância. AR(1) e AR(2) denotam o teste de autocorrelação de primeira e segunda ordem, o qual segue uma distribuição normal padrão. O teste de Hansen segue uma distribuição chi-quadrado em que o número de graus de liberdade está designado entre colchetes.



familiares do setor de manufatura tende a não ser afetada pela corrupção. Entretanto, o mesmo não ocorre com as firmas desse setor cujo controle não seja exercido por famílias. Nesse caso, os resultados são similares ao observado para a amostra total na Tabela 2, ou seja, a corrupção modifica a sensibilidade do investimento ao fluxo de caixa, tornando-a negativa.

4.5. O impacto da corrupção na sensibilidade do investimento ao fluxo de caixa das firmas com controle Estatal

Assim como realizado para as firmas familiares, o presente estudo também investiga como a corrupção atua sobre as decisões de investimento das firmas controladas pelo Estado. Os modelos de investimento estimados são semelhantes ao proposto para o controle familiar, substituindo a variável *Fam* pela variável *Estatal*. Além disso, estimam-se também os modelos-base M1 e M2 na seção 3.3 para o setor de atuação com maior percentual de firmas estatais, isto é, empresas de eletricidade, água e gás. Ressalta-se que devido ao tamanho amostral das firmas deste setor de interesse e a natureza dinâmica do modelo de investimento M3, a estimação pelo método GMM-Sys se torna inviável. Os parâmetros estimados são apresentados na Tabela 5.

Os resultados mostram que a sensibilidade do investimento ao fluxo de caixa das firmas com controle estatal tende a não ser afetada pela corrupção, visto que a variável de interação com o controle Estatal é não significativa. Entretanto, as decisões de investimento das firmas não controladas pelo Estado são influenciadas pela corrupção. Quando a amostra é restringida para as firmas do setor de eletricidade, gás e água, a estimação do modelo de investimento pelo método pooled (coluna (4)) reporta parâmetro positivo e não significativo para a variável de interação com o controle estatal. Contudo, quando a estimativa leva em consideração a presença do efeito específico da firma, no método de efeito fixo (coluna (5)), os resultados mostram que essa variável de interação é positiva e significativa. Isso significa que o aumento da corrupção torna as firmas do setor de eletricidade, gás e água com controle estatal ainda mais dependentes dos seus próprios recursos para realizar investimentos. Os resultados da coluna (5) ainda mostram que firmas desse setor não controladas pelo Estado também tem seus investimentos sensíveis ao fluxo de caixa na presença de aumentos na corrupção, porém esse parâmetro é, em média, sete vezes menor do que nas firmas controladas pelo Estado. Em outras palavras, firmas do setor de eletricidade, gás e água com controle estatal tenderiam a utilizar muito mais fundos internos nas suas decisões de investimento do que firmas do mesmo setor, mas sem esse tipo de controlador.

Uma investigação mais precisa sobre os indicadores financeiros das firmas desse setor de atuação revela que firmas estatais possuem menos oportunidades de investimento e menor taxa de crescimento de vendas do que as firmas não-estatais.⁸ Sendo assim, há indícios de que, nas firmas estatais do setor de eletricidade, gás e água, a elevada sensibilidade do investimento ao fluxo de caixa combinada com a corrupção seja reflexo de problemas de agência oriundos da expropriação de recursos internos, tal como discutido por Jensen (1986) e Pawlina & Renneboog (2005).

5. CONCLUSÃO

O interesse do presente estudo foi investigar como a corrupção pode influenciar as decisões de investimento das firmas. Com uma amostra de 385 firmas brasileiras de capital aberto, analisadas durante o período de 1999 a 2009, os resultados evidenciam que a corrupção torna os investimentos das firmas mais sensíveis à disponibilidade de recursos internos. De fato, a corrupção torna a sensibilidade do investimento ao fluxo de caixa negativa, sugerindo que as firmas são dependentes de seus próprios recursos para investir, porém estes não são suficientes para aumentar a taxa de investimento devido ao

⁸Ver Tabela A-1 com os indicadores financeiros, no Apêndice.

Tabela 5. Sensibilidade do investimento ao fluxo de caixa, corrupção e controle Estatal.

Variáveis	Amostra Total			Empresas de eletricidade, gás e água	
	Pooled (1)	Efeito Fixo (2)	GMM-Sys (3)	Pooled (4)	Efeito Fixo (5)
$FC_{i,t}$	0,0188** (0,0077)	0,0191** (0,0089)	0,0174*** (0,0051)	-0,0134 (0,0104)	-0,0136*** (0,0050)
$FC_{i,t} * Corrupção_{i,t} * Estatal$	-0,3466 (0,3806)	-0,1474 (0,4200)	-0,2945 (0,3007)	0,5540 (0,4321)	1,3205** (0,5430)
$FC_{i,t} * Corrupção_{i,t} * (1 - Estatal)$	-0,1135* (0,0597)	-0,1288*** (0,0467)	-0,0887** (0,0439)	0,2684** (0,1322)	0,1816** (0,0693)
$Q_{i,t-1}$	0,0316*** (0,0103)	0,0691*** (0,0188)	0,0455*** (0,0152)	0,0013 (0,0149)	-0,0008 (0,0327)
$Divida_{i,t-1}$	-0,0457*** (0,0115)	-0,0776*** (0,0257)	-0,0516*** (0,0160)	0,0226 (0,0498)	0,0896 (0,1346)
$CV_{i,t-1}$	0,1246*** (0,0295)	-0,0023 (0,0341)	0,0265 (0,0318)	0,1117*** (0,0420)	-0,0172 (0,0536)
$Tamanho_{i,t-1}$	0,0038 (0,0031)	0,0335* (0,0180)	-0,0008 (0,0041)	0,0131*** (0,0046)	0,0143 (0,0421)
$Inv_{i,t-1}$			0,0943* (0,0525)		
$(Inv_{i,t-1})^2$			-0,0444 (0,0607)		
Constante	-0,0467 (0,0516)	-0,4954** (0,2481)	0,0516 (0,0624)	-0,2184*** (0,0739)	-0,2853 (0,6137)
R^2	0,1520	0,1301		0,3224	0,3200
AR(1)			-5,50		
AR(2)			0,44		
Teste de Hansen			109,83 [56]		
Nº de Observações	1.605	1.605	1.605	252	252

Notas: Esta tabela reporta os resultados estimados dos modelos M1, M2 e M3 quando a variável *Fam* é substituída por *Estatal*. *FC* é o fluxo de caixa normalizado pelo estoque de capital em $t - 1$. *CV* é a taxa de crescimento de vendas. *D* mensura o endividamento total da firma. *Tamanho* é o logaritmo natural do volume de vendas. Os erros-padrão estão apresentados entre parênteses. Os símbolos ***, **, * representam, respectivamente, 1%, 5% e 10% de significância. AR(1) e AR(2) denotam o teste de autocorrelação de primeira e segunda ordem, o qual segue uma distribuição normal padrão. O teste de Hansen segue uma distribuição chi-quadrado em que o número de graus de liberdade está designado entre colchetes.



aumento da corrupção no país. Segundo Bhagat et al. (2005), a relação negativa entre o investimento e o fluxo de caixa é uma evidência de que, mesmo com dificuldade financeira e perdas operacionais, a expectativa da firma é que novos investimentos permitam obter um melhor desempenho no futuro. Essa relação negativa é observada principalmente em firmas do setor de administração de empresas e empreendimento (setor 1) e firmas familiares. Sendo assim, para estas firmas, conclui-se que as decisões de investimento são negativamente impactadas pelo aumento da corrupção; e que nesse caso, as firmas tenderiam a escolher ou a adiar a execução de novos projetos com valor presente líquido positivo, pois a corrupção pode tornar os custos de financiamento muito elevados.

Embora se tenha encontrado uma relação negativa entre a sensibilidade do investimento ao fluxo de caixa e a corrupção, os resultados mostram que essa relação é diferente em empresas do setor de eletricidade, gás e água cujo controle é exercido pelo Estado. Em tais firmas, a corrupção tem um impacto positivo na sensibilidade do investimento ao fluxo de caixa, sugerindo que a corrupção faz com que as firmas desse setor utilizem muito mais recursos próprios nas decisões de investimento. Além disso, as estimativas evidenciam que firmas estatais deste setor tendem a empregar uma quantidade de recursos internos cerca de sete vezes superior a das firmas não-controladas pelo Estado. Esse resultado empírico mostra como a corrupção intensifica o uso de recursos próprios nos investimentos. Em acordo com Jensen (1986), conclui-se que, nesse caso, a sensibilidade do investimento ao fluxo de caixa evidencia problemas de agência oriundos da aplicação de recursos internos em projetos que visem interesses de gestores em detrimento da maximização da utilidade dos demais acionistas e da empresa.

Por fim, este estudo mostra como a corrupção no nível país prejudica a tomada de decisão de investimento das firmas brasileiras. As evidências apontam ser imprescindível a adoção de mecanismos preventivos anti-corrupção para impulsionar os investimentos ao nível das empresas. O presente estudo contribui para incentivar o aprimoramento das políticas de governança corporativa, responsabilidade e sustentabilidade que culminem em um ambiente empresarial justo, beneficiando tanto empresas quanto acionistas, e acelerando a tomada de decisões de investir.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Ağca, Ş., & Mozumdar, A. (2008). The impact of capital market imperfections on investment-cash flow sensitivity. *Journal of Banking and Finance*, 32(2), 207–216. doi: 10.1016/j.jbankfin.2007.02.013
- Almeida, H., Campello, M. & Weisbach, M. S. (2004). The cash flow sensitivity of cash. *Journal of Finance*, 59(4), 1777–1804.
- Anderson, T. W., & Hsiao, C. (1982). Formulation and estimation of dynamic models using panel data. *Journal of econometrics*, 18(1), 47–82.
- Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies*, 58(2), 277–297.
- Attig, N., Fischer, K. P. & Gadhoum, Y. (2004, March). On the determinants of pyramidal ownership: Evidence on dilution of minority interests [Paper no. 4592]. In *EFA 2004 Maastricht Meetings*. doi: 10.2139/ssrn.434201
- Bhagat, S., Moyn, N. & Suh, I. (2005). Investment and internal funds of distressed firms. *Journal of Corporate Finance*, 11(3), 449–472. doi: 10.1016/j.jcorpfin.2004.09.002
- Bond, S., & Meghir, C. (1994). Dynamic the investment firm's models policy. *Review of Economic Studies*, 61(2), 197–222.
- Castro, F., Kalatzis, A. E. G. & Martins-Filho, C. (2015). Financing in an emerging economy: Does financial development or financial structure matter? *Emerging Markets Review*, 23, 96–123. doi: 10.1016/j.ememar.2015.04.012

- Chen, H., & Chen, S. (2012). Investment-cash flow sensitivity cannot be a good measure of financial constraints: Evidence from the time series. *Journal of Financial Economics*, 103(2), 393–410. doi: 10.1016/j.jfineco.2011.08.009
- Cleary, S. (1999). The relationship between firm investment and financial status. *Journal of Finance*, 54(2), 673–692.
- Cleary, S. (2006). International corporate investment and the relationships between financial constraint measures. *Journal of Banking and Finance*, 30(5), 1559–1580. doi: 10.1016/j.jbankfin.2005.03.023
- Crisóstomo, V. L., López-Iturriaga, F. J. & Vallelado González, E. (2014). Nonfinancial companies as large shareholders alleviate financial constraints of Brazilian firm. *Emerging Markets Review*, 18(0), 62–77. doi: 10.1016/j.ememar.2014.01.005
- Erickson, T., & Whited, T. M. (2000). Measurement error and the relationship between investment and q . *Journal of Political Economy*, 108(5), 1027–1057.
- Fama, E. F., & Jensen, M. C. (1983). Separation of ownership and control. *Journal of Law and Economics*, 26(2), 301–325.
- Fazzari, S. M., Hubbard, R. G. & Petersen, B. C. (1988). Financing constraints and corporate investment. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1(1), 141–195.
- Francis, B., Hasan, I., Song, L. & Waisman, M. (2013). Corporate governance and investment-cash flow sensitivity: Evidence from emerging markets. *Emerging Markets Review*, 15, 57–71. doi: 10.1016/j.ememar.2012.08.002
- Friedman, E., Johnson, S. & Mitton, T. (2003). Propping and tunneling. *Journal of Comparative Economics*, 31(4), 732–750. doi: 10.1016/j.jce.2003.08.004
- Garcia, R. L. (2003). *A economia da corrupção – Teoria e evidências: Uma aplicação ao setor de obras rodoviárias no Rio Grande do Sul* (Dissertação de mestrado, Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS), Porto Alegre). Disponível em: <http://www.lume.ufrgs.br/bitstream/handle/10183/5271/000423672.pdf?sequence=1>
- Garmaise, M. J., & Liu, J. (2005). *Corruption, firm governance, and the cost of capital*. doi: 10.2139/ssrn.644017
- Gomes, J. F. (2001). Financing investment. *The American Economic Review*, 91(5), 1263–1285.
- Graf Lambsdorff, J. (1999, December 10–15). Corruption in empirical research — a review. In *9th International Anti-Corruption Conference*, Durban, South Africa.
- Greenwald, B., Stiglitz, J. E. & Weiss, A. (1984). Information imperfections in the capital market and macroeconomic fluctuations. *The American Economic Review*, 74(2), 194–199.
- Habib, M., & Zurawicki, L. (2001). Country-level investments and the effect of corruption: Some empirical evidence. *International Business Review*, 10(6), 687–700. doi: 10.1016/S0969-5931(01)00038-5
- Hope, O.-k., Thomas, W. B. & Price, M. F. (2009, October 5). *Transparency, ownership, and financing constraints in private firms*. Disponível em: https://www.researchgate.net/publication/228342509_Transparency_ownership_and_financing_constraints_in_private_firms
- Hoshi, T., Kashyap, A. & Scharfstein, D. (1991). Corporate structure, liquidity, and investment: Evidence from Japanese industrial groups. *Quarterly Journal of Economics*, 106(1), 33–60.
- Hovakimian, G. (2009). Determinants of investment cash flow sensitivity. *Financial Management*, 38(1), 161–183. doi: 10.1111/j.1755-053X.2009.01032.x
- Hsiao, C. (1986). *Analysis of panel data*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Hubbard, R. G. (1998). Capital-market imperfections and investment. *Journal of Economic Literature*, 36(1), 193–225.



- Javorcik, B. S., & Wei, S.-J. (2009, February). *Corruption and cross-border investment in emerging markets: Firm-level* (Working Paper N° 6). Hong Kong Institute for Monetary Research (HKIMR). Disponível em: http://www.hkimr.org/uploads/publication/142/ub_full_0_2_200_wp-no-06_2009.pdf
- Jensen, M. C. (1986). Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers. *The American Economic Review*, 76(2), 323–329.
- Jensen, M. C., & Meckling, W. H. (1976). Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure [Journal Article]. *Journal of Financial Economics*, 3(4), 305–360.
- Kadapakkam, P.-R., Kumar, P. C. & Riddick, L. A. (1998). The impact of cash flows and firm size on investment: The international evidence. *Journal of Banking & Finance*, 22(3), 293–320. doi: 10.1016/S0378-4266(97)00059-9
- Kaplan, S. N., & Zingales, L. (1997). Do investment-cash flow sensitivities provide useful measures of financing constraints? *The Quarterly Journal of Economics*, 112(1), 169–215. doi: 10.1162/003355397555163
- Kaufmann, D., Kraay, A. & Mastruzzi, M. (2011). The worldwide governance indicators: Methodology and analytical issues. *Hague Journal on the Rule of Law*, 3(2), 220–246. doi: 10.1017/S1876404511200046
- La Porta, R., Lopez-De-Silanes, F., Shleifer, A. & Vishny, R. (2000). Investor protection and corporate governance. *Journal of Financial Economics*, 58(1-2), 3–27. doi: 10.1016/S0304-405X(00)00065-9
- Mauro, P. (1995). Corruption and growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 110(3), 681–712. doi: 10.2307/2946696
- Modigliani, F., & Miller, M. H. (1958). The cost of capital, corporation finance, and the theory of investment. *The American Economic Review*, 48(3), 261–297.
- Moyen, N. (2004). Investment-cash flow sensitivities: Constrained versus unconstrained firms. *Journal of Finance*, 59(5), 2061–2092.
- Myers, S. C., & Majluf, N. S. (1984). Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have. *Journal of Financial Economics*, 13(2), 187–221.
- Nickell, S. (1981). Biases in dynamic models with fixed effects. *Econometrica*, 49(6), 1417–1426.
- Pawlina, G., & Renneboog, L. (2005). Is investment-cash flow sensitivity caused by agency costs or asymmetric information? Evidence from the UK. *European Financial Management*, 11(4), 483–513. doi: 10.1111/j.1354-7798.2005.00294.x
- Pindado, J., Requejo, I. & de la Torre, C. (2011). Family control and investment–cash flow sensitivity: Empirical evidence from the Euro zone. *Journal of Corporate Finance*, 17(5), 1389–1409. doi: 10.1016/j.jcorpfin.2011.07.003
- Riyanto, Y. E., & Toolsema, L. A. (2008). Tunneling and propping: A justification for pyramidal ownership. *Journal of Banking & Finance*, 32(10), 2178–2187. doi: 10.1016/j.jbankfin.2007.12.044
- Roodman, D. (2009). A note on the theme of too many instruments*. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 71(1), 135–158.
- Schaller, H. (1993). Asymmetric information, liquidity constraints, and canadian investment. *Canadian Journal of Economics*, 26(3), 552–574.
- Shleifer, A., & Vishny, R. W. (1996, April). *A survey of corporate governance* (Working Paper N° 5554). National Bureau of Economic Research (NBER). doi: 10.3386/w5554
- Stiglitz, J. E., & Weiss, A. (1981). Credit rationing in markets with imperfect information. *The American Economic Review*, 71(3), 393–410. Disponível em: <http://www.jstor.org/stable/1802787>
- Wei, Y., K. C. J.; Zhang. (2008). Ownership structure, cash flow, and capital investment: Evidence from East Asian economies before the financial crisis. *Journal of Corporate Finance*, 14(2), 118–132.

Wu, X. (2005). Corporate governance and corruption. *Governance*, 18(2), 151–170. doi: 10.1111/j.1468-0491.2005.00271.x

APÊNDICE.

Tabela A-1. Estatística descritiva por setor de atuação.

Painel A: Firms do setor: indústria de manufatura						
Variáveis	Amostra setor 11		Firmas familiares		Firmas não-familiares	
	Média	Desvio	Média	Desvio	Média	Desvio
Investimento (<i>I</i>)	-0,0198	0,2283	-0,0254	0,2236	-0,0137	0,2332
Fluxo de caixa (<i>FC</i>)	0,0394	1,1151	-0,0906	1,2580	0,1785	0,9194
Crescimento de vendas (<i>CV</i>)	0,0108	0,2162	-0,0031	0,2209	0,0257	0,2103
<i>q</i> de Tobin (<i>Q</i>)	1,4837	1,3473	1,5052	1,5414	1,4604	1,1001
Dívida (<i>D</i>)	0,9826	1,3585	1,1053	1,6137	0,8497	0,9968
Ativo Total (<i>AT</i>)	3,47E+06	7,91E+06	2,85E+06	7,74E+06	4,14E+06	8,03E+06
ln(Vendas) (<i>Tamanho</i>)	13,3831	1,8736	12,8911	1,9874	13,9153	1,5794
ROE	0,1170	0,7530	0,1082	0,7894	0,1279	0,7096
Número de observações	1.351		702		649	

Painel B: Firms do setor: empresa de eletricidade, gás e água						
Variáveis	Amostra setor 8		Firmas Estatais		Firmas não-estatais	
	Média	Desvio	Média	Desvio	Média	Desvio
Investimento (<i>I</i>)	-0,0353	0,1617	-0,0694	0,1217	-0,0173	0,1769
Fluxo de caixa (<i>FC</i>)	0,1292	0,6306	0,0910	0,1785	0,1494	0,7686
Crescimento de vendas (<i>CV</i>)	0,0396	0,1687	0,0120	0,1771	0,0542	0,1626
<i>q</i> de Tobin (<i>Q</i>)	1,1367	0,6561	0,8422	0,2818	1,2896	0,7384
Dívida (<i>D</i>)	0,6273	0,2028	0,5315	0,1929	0,6771	0,1900
Ativo Total (<i>AT</i>)	1,45E+07	3,10E+07	2,91E+07	4,95E+07	6,96E+06	5,40E+06
ln(Vendas) (<i>Tamanho</i>)	14,7205	1,2667	14,9857	1,3645	14,5828	1,1927
ROE	0,0873	0,5942	0,0146	0,2140	0,1250	0,7137
Número de observações	354		121		233	

Esta tabela reporta a distribuição amostral por estrutura de propriedade para firmas de manufatura e de eletricidade, gás e água. *I* denota o investimento medido em taxa. *FC* é o fluxo de caixa normalizado pelo estoque de capital em *t-1*. *CV* é a taxa de crescimento de vendas. *D* mensura o endividamento total da firma. *AT* denota o ativo total e *ln(vendas)* é usado como *proxy* para o tamanho das firmas. *ROE* é a razão entre o lucro líquido e o patrimônio líquido.



Free Trade Zone of Manaus: An Impact Evaluation using the Synthetic Control Method*

VÍTOR POSSEBOM[†]

Contents: 1. Introduction; 2. Institutional Description; 3. Synthetic Control Estimator; 4. Data Description; 5. Results; 6. Conclusion.

Keywords: Free Trade Zone of Manaus, Enterprise Zones, Synthetic Control Method.

JEL Code: H25, H71, R11.

I apply the synthetic control method to Brazilian city-level data during the twentieth century in order to evaluate the economic impact of the Free Trade Zone of Manaus (FTZM). I find that this enterprise zone had significantly positive effects on real GDP per capita and Services Total Production per capita, but it also had significantly negative effects on Agriculture Total Production per capita. My results suggest that this subsidy policy achieved its goal of promoting regional economic growth at the cost of creating mis-allocation of resources among economic sectors. They also reject the view that an industrialization policy will benefit all economic sectors due to positive spill-overs from the manufacturing sector that are strong enough to compensate for the negative effect of the mis-allocation of resources.

Aplico o método do controle sintético para dados municipais brasileiros durante o Século 20 com o objetivo de avaliar o impacto econômico da Zona Franca de Manaus (ZFM). Encontro que essa zona econômica teve impactos positivos e significantes sobre PIB real e Produção Total de Serviços per capita, mas teve efeitos negativos e significantes sobre a Produção Total Agrícola per capita. Meus resultados sugerem que essa política de subsídios alcançou seu objetivo de promover crescimento econômico regional ao custo de provocar má alocação dos recursos entre os setores econômicos. Eles também rejeitam a visão de que uma política de industrialização irá beneficiar todos os setores econômicos devido às externalidades positivas do setor manufatureiro serem tão altas a ponto de compensarem os efeitos negativos da má alocação de recursos.

1. INTRODUCTION

The *Free Trade Zone of Manaus* (FTZM) is a controversial Brazilian subsidy policy.¹ This enterprise zone was created in 1967 by the military dictatorship that ruled Brazil from 1964 to 1985. This policy was intended to populate the Brazilian Amazon Area and to promote regional growth by giving incentives to the manufacturing sector to substitute imports. In particular, it reduced the tariffs to import inputs

*I am grateful to FAPESP, that provided financial aid through grant number 2014/23,731-3. I also thank useful suggestions by Ricardo Paes de Barros, Sammara Cavalcanti, Bruno Ferman, Robert John Finlay, Sergio Firpo, João Garcia, Ana Paula Melo, Luis Meloni, Renan Pieri, Cristine Pinto and Felipe Yamada. All errors are my own.

[†]Yale University. Email: vitoraugusto.possebom@yale.edu

¹Although the FTZM encompasses not only tax reductions, but also fiscal benefits and non-binding quantitative constraints for imported goods, we use the expressions *subsidy policy* and *subsidy* to denote this broad class of stimulating policies for brevity.



for the production of industrial goods only in the area close to the city of Manaus, with the aim of increasing the local production of final goods and decrease its imports in the entire country. Although the details of the law that regulated the FTZM changed through the years, FTZM's essence remained unchanged: a heavy subsidy policy to the manufacturing sector in Manaus. Moreover, the service sector was indirectly subsidized through reduced import tariffs, because Manaus' retailers could sell imported goods for lower prices. As with many other local development policies of this period (e.g., the Trans-Amazonian Highway), the FTZM was a costly policy whose benefits are clear neither in academic nor public debate.

In order to fill this lacuna and deepen our understanding of FTZM's benefits, I estimate FTZM's causal effect on the Manaus's real GDP per capita, Agriculture Total Production per capita, Manufacture Total Production per capita and Services Total Production per capita. To do this, I estimate a synthetic control unit for Manaus, using only other cities in the Brazilian North Region as control units, to approximate the counterfactual, i.e., what would have happened if this enterprise zone had not been created. Intuitively, the synthetic control method constructs a synthetic control unit based on a weighted average of control regions that is as similar as possible to the treated region in terms of covariates and pre-treatment outcomes. This technique is especially useful when the parallel trends assumption of the differences-in-differences estimator seems too strong, because the Synthetic Control Unit is constructed to guarantee that it follows a similar pre-treatment trend to the one followed by the treated region. I conduct inference as explained by Abadie, Diamond, & Hainmueller (2010) and Abadie, Diamond, & Hainmueller (2015). I also implement two robustness checks to verify the validity of my results.

I find that the effects of the FTZM on Manaus' economy are ambiguous. There is no evidence of impact on its Manufacture Total Production per capita, suggesting that this subsidy policy failed to achieve its main goal. There is a significant at the 10%-level *negative* effect on Agriculture Total Production per capita, evidence that this subsidy policy distorted incentives, artificially reducing the primary sector due to mis-allocation of resources—an effect that was stronger than any possible positive externality of the manufacturing sector on the agriculture sector. There is also a significant at the 5%-level positive impact on Services Total Production per capita, which indicates that the main impact of the FTZM was due to lower import tariffs than those imposed in the rest of the country, attracting Brazilian tourists willing to buy imported goods at lower prices. Finally, the impact on real GDP per capita was positive and significant at the 10%-level, suggesting that this subsidy policy was successful in developing the city's economy.

My most important and direct contribution is an evaluation of a costly and historical investment decision in Brazil related to the import substitution industrialization policy. Considering that the relevance of the industrialization policy is still an open question for scholars and policy makers in Brazil, analyzing a historical and paradigmatic example of an import substitution industrialization policy is useful in guiding current economic policies. However, since FTZM's costs are hard to measure (particularly during the beginning of its implementation), I cannot state whether the significant benefits found surpass its costs or not.² This comparison is made even harder by the fact that a large amount of FTZM's costs are paid by other cities or states instead of Manaus.³ This phenomenon allows me to tentatively conclude that FTZM is likely to pass a cost-benefit analysis when I consider only the city of Manaus, but I cannot draw any conclusion about its efficacy when I consider the entire country.

²Aggarwal (2012) points out that a real cost-benefit study of any *special economic zone*, such as FTZM, requires exhaustive data on numerous parameters that are extremely hard to collect rigorously. Castilho, Meneédez, & Sztulman (2015) argues that this type of study is even more challenging to implement in the case of FTZM due to a complex and evolving system of incentives and taxes.

³See Miranda (2013).

Furthermore, recent analyses of FTZM have focused on the twenty-first century and adopted descriptive evaluation tools as illustrated by Oliveira & Souza (2012), Sá & Machado (2012), Miranda (2013). Different from those works, I focus on the historical evolution of FTZM (twentieth century) and adopt causal inference tools,⁴ allowing me to draw conclusions about FTZM's causal effects. Moreover, since Brazil had a smaller level of trade openness during the sixties, seventies and eighties than it had during the nineties or the beginning of the twenty-first century, the relative subsidy to the industrial and service sector in Manaus (when compared to other Brazilian cities) declined after Collor de Mello became president (1990). Consequently, more intense effects are expected during the period analyzed by me than during the period previously analyzed in the literature about the FTZM. Furthermore, my methodology and the conclusions that I have reached about this subsidy policy's effects also allow me to make a small and indirect contribution to the literature about mis-allocation of resources, since I provide evidence that FTZM distorted investment incentives among sectors. In particular, I conclude that FTZM achieved its goal of promoting regional economic growth at the cost of harming the Agriculture sector. Consequently, my results reject the view that an industrialization policy will benefit all economic sectors due to positive spill-overs from the manufacturing sector. More precisely, I find that the effect of mis-allocation of resources on the economy is stronger than the possible positive externalities generated by the manufacturing sector.

Literature Review

The literature about FTZM's costs and benefits is ambiguous. On one hand, Oliveira & Souza (2012), descriptively analyzing data for the beginning of the twenty-first century, conclude that FTZM's fiscal costs are lower than its socio-economic benefits. Although they argue that FTZM has increased Manaus' inequality, they nevertheless found that it has increased Manaus' GDP and Human Development Index. In particular, they stress that the reduced import tariffs for Manaus attracted a large number of Brazilian tourists willing to buy imported goods at lower prices, stimulating the services sector. On the other hand, Miranda (2013) also descriptively analyzes data for the beginning of the twenty-first century, but reaches completely different conclusions. He argues that FTZM's impact on the region's level of development is modest and that the jobs created by this subsidy policy are low quality positions. Consequently, those benefits do not surpass this policy's fiscal costs, even though he focuses only on federal fiscal costs since state and municipal fiscal costs are extremely hard to measure. Finally, he concludes that the maintenance of FTZM will impose permanent costs on the public sector.

Regarding the FTZM's main goal (i.e., to stimulate the industrial sector in the Amazon region), Sá & Machado (2012) find that the FTZM presents higher rates of value added than Brazil as a whole between 2006 and 2010. They arrive at this result by descriptively analyzing data from 1996 to 2010. Another interesting economic effect caused by the FTZM is studied by Castilho et al. (2015). They apply micro-decomposition techniques and find that, while labor income was a major driver of poverty and inequality declines for the municipality of Manaus in the 2000–2010 decade, non-labor income was far more important in the rest of the state of Amazonas.

The international literature about other enterprise zones around the world is also ambiguous. On one hand, Ham, Swenson, Imrohorglu, & Song (2011) and Busso, Gregory, & Kline (2013) present a positive perspective on this type of policy. Ham et al. (2011) analyze, in the United States of America (USA), the economic impact of State Enterprise Zones, Federal Empowerment Zones and Federal Enterprise Community programs. Using a differences-in-differences approach, they found positive and significant effects on the unemployment rate, the poverty rate, the fraction with wage and salary income and the

⁴The Synthetic Control Method was developed by Abadie & Gardeazabal (2003), Abadie et al. (2010) and Abadie et al. (2015) in order to address counterfactual questions involving only one treated unit as it is common in comparative case studies as the one analyzed in this article.



employment level and conclude that enterprise zones are effective in their goal of boosting local labor markets. Busso et al. (2013) also analyze the Federal Empowerment Zones program using a differences-in-differences estimator. They find that this policy substantially increased the local employment rate and wages without increases in the local population or cost of living. Consequently, they conclude that this policy's efficiency costs are relatively modest. On the other hand, Gobillon, Magnac, & Selod (2012) study a French enterprise zone policy and, using a combination of a hazard model, a matching estimator and a differences-in-differences method, find only a small short-run effect on the rate at which unemployed workers find a job. Based on this result, they conclude that this enterprise zone policy is likely to be cost-ineffective. A similar finding for the same enterprise zone policy is reached by Gobillon & Magnac (2016) using an interactive effect model.

The structure of this article is simple and straightforward. In section 2, I explain the institutions that govern the FTZM and discuss the possible theoretical effects of this subsidy policy. I summarize the synthetic control method in section 3 and describe the data used in this research in section 4. In section 5, I describe my main results and two robustness checks, and in section 6 I conclude.

2. INSTITUTIONAL DESCRIPTION

The enterprise zone FTZM was created in 28th February 1967 as a subsidy policy to promote regional growth by giving incentives to the manufacturing sector to substitute imports according to Decree Law n. 288. This policy reduced the tariffs to import inputs to produce industrial goods only in the area close to the city of Manaus, with the aim of increasing local production of final goods and decreasing its imports in the entire country. Although the details of the law that regulated the FTZM changed through the years, FTZM's essence remained unchanged: a large subsidy to the manufacturing sector in Manaus.⁵ The service sector was indirectly subsidized through reduced import tariffs, because Manaus' retailers could sell imported goods for lower prices, attracting many Brazilian tourists as stressed by Oliveira & Souza (2012).

In more detail, the FTZM presented three phases during the years analyzed in this article.⁶

1. The first phase ran from 1967 to 1975 and consisted of a policy of large subsidies to the industrial and services sectors. In particular, some industrial goods could only be imported by retailers located in Manaus, being prohibited in the rest of the country. For this reason, Manaus received a huge influx of Brazilian tourist who were looking for cheap imported goods.
2. The second phase ran from 1975 to 1990 and consisted of a even larger subsidies to the industrial and services sectors. In particular, in order to receive the fiscal benefits associated with the FTZM, firms should not only be located in Manaus, but also abide by local content requirements, i.e., they should use at least a minimal percentage of national products as inputs.
3. The third phase ran from 1991 to 1996 and coincided with the opening of the Brazilian economy under presidents Collor de Mello (1990–1992), Itamar Franco (1992–1994) and Fernando Henrique Cardoso (1995–2002). Since import tariffs were reduced across the entire country, the relative subsidy received by firms located in Manaus (when compared to firms in other parts of the country) was reduced and the FTZM lost part of its relevance.

⁵See Oliveira & Souza (2012) and Miranda (2013) for details about the creation and implementation of FTZM. Machado, Junior, Costa, & Santana (2006) provides a critical historical overview about the FTZM.

⁶The information in this paragraph is a summary of SUFRAMA's website about the history of the FTZM: http://www.suframa.gov.br/zfm_historia.cfm (in Portuguese). SUFRAMA is the governmental agency responsible for supervising and implementing the FTZM.

Since FTZM is a subsidy policy to the Manufacturing and Services sectors in the city of Manaus, theory predicts that its GDP per capita level would increase in expense of other cities' income levels (mis-allocation among regions) and that its Manufacture Total Production per capita and Services Total Production per capita would increase at the expense of other sectors' production (mis-allocation among sectors).⁷ Another possible explanation for an increase in Manaus' per capita GDP is that a stronger manufacturing sector generates positive spill-overs due to its working dynamics, increasing total production of all economic sectors.⁸

Intuitively, a sectoral subsidy such as the FTZM has two effects in opposite directions. On one hand, an increase in the subsidy increases the output of both sectors because it directly reduces the cost of production in the manufacturing sector, increasing its output and generating positive externalities to the agriculture sector. On the other hand, an increase in the subsidy stimulates the manufacturing firms to use more resources, forcing the agriculture firms to use less inputs and mis-allocating resources between sectors. In the end, the overall effect is ambiguous. If positive externalities are strong enough, agricultural production increases. If the mis-allocation of resources is too intense, agricultural output decreases.

I aim to empirically evaluate which effect is stronger in the particular case of the Free Trade Zone of Manaus by analyzing city-level data for economic variables during the twentieth century. Regardless of the theoretical reason behind FTZM's economic effects, it is important to note that its evolution during the twentieth century implies that its effect would increase from the first phase to the second phase and it would be smaller during the nineties.

3. SYNTHETIC CONTROL ESTIMATOR

The methodology applied in this case study was proposed in a series of three seminal articles by Abadie & Gardeazabal (2003), Abadie et al. (2010) and Abadie et al. (2015). Abadie et al. (2010) propose the following model to estimate the impact of a treatment when only one unit is treated.

Suppose that we observe data for $(J + 1) \in \mathbb{N}$ units during $T \in \mathbb{N}$ time periods. Additionally, assume that there is a treatment that affects only unit 1 from period $T_0 + 1$ to period T uninterruptedly, where $1 \leq T_0 < T$ is a natural number. Let $Y_{j,t}^N$ be the potential outcome that would be observed for unit j in period t if there were no treatment for $j \in \{1, \dots, J + 1\}$ and $t \in \{1, \dots, T\}$. Let $Y_{j,t}^I$ be the potential outcome that would be observed for unit j in period t if unit j received the treatment from period $T_0 + 1$ to T . Define

$$\alpha_{j,t} = Y_{j,t}^I - Y_{j,t}^N \quad (1)$$

as the treatment effect for unit j in period t and D_{jt} as a dummy variable that assumes a value of 1 if unit j receives the treatment in period t and 0 otherwise. With this notation, we have that the observed outcome for unit j in period t is given by

$$Y_{j,t} = Y_{j,t}^N + \alpha_{jt} D_{jt}.$$

Since only the first unit receives the treatment from period $T_0 + 1$ to T , we have that:

$$D_{j,t} = \begin{cases} 1 & \text{if } j = 1 \text{ and } t > T_0, \\ 0 & \text{otherwise.} \end{cases}$$

⁷Hsieh & Klenow (2009) and Restuccia & Rogerson (2008) discuss the importance of misallocation of resources in explaining productivity differences.

⁸Cavalcanti, Mata, & Toscani (2016) argue that the Brazilian oil sector present positive spill-overs, because oil discoveries in Brazil have increased not only the manufacturing sector, but also the services sector.



We aim to estimate $(\alpha_{1,T_0+1}, \dots, \alpha_{1,T})$. Since $Y_{1,t}^I$ is observable for $t > T_0$, equation (1) guarantees that we only need to estimate $Y_{1,t}^N$ to accomplish this goal. More importantly, note that the treatment effect can vary over time, i.e., I estimate one treatment effect for each period $t \in \{T_0 + 1, \dots, T\}$. This flexibility is important because the FTZM has three different phases (see section 2) that are likely to present heterogeneous effects that can feasibly be estimated through the Synthetic Control Method as explained below.

Let $\mathbf{Y}_1 = [Y_{1,1}, \dots, Y_{1,T_0}]'$ be the vector of observed outcomes for unit 1 in the pre-treatment period and \mathbf{X}_1 a $(K \times 1)$ -vector of predictors of \mathbf{Y}_1 . Let \mathbf{Y}_0 be a $(T_0 \times J)$ -matrix, whose $(j-1)$ -th column is given by $\mathbf{Y}_j = [Y_{j,1}, \dots, Y_{j,T_0}]'$ for each $j \in \{2, \dots, J + 1\}$, and \mathbf{X}_0 is a $(K \times J)$ -matrix that contains the values of the same K predictors for the J control units.⁹ Define the weighting vector $\mathbf{W} = [w_2 \dots w_{J+1}]'$ of $(J \times 1)$ -dimension, where $w_j \geq 0$ for each $j \in \{2, \dots, J + 1\}$ and $\sum_{j=2}^{J+1} w_j = 1$. Intuitively, \mathbf{W} measures the relative importance of each control unit in the synthetic control of unit 1. Additionally, define a positive semidefinite diagonal weighting matrix \mathbf{V} of $(K \times K)$ -dimension. Intuitively, \mathbf{V} measures the relative importance of each one of the K predictors.

Since we want to make unit 1's synthetic control as similar as possible to the actual unit 1, we choose $\widehat{\mathbf{W}}(\mathbf{V})$ such that

$$\widehat{\mathbf{W}}(\mathbf{V}) := \arg \min_{\mathbf{W} \in \mathcal{W}} (\mathbf{X}_1 - \mathbf{X}_0 \mathbf{W})' \mathbf{V} (\mathbf{X}_1 - \mathbf{X}_0 \mathbf{W}), \tag{2}$$

where $\mathcal{W} = \{\mathbf{W} = [w_2 \dots w_{J+1}]' \in \mathbb{R}^J : w_j \geq 0 \text{ for each } j \in \{2, \dots, J + 1\} \text{ and } \sum_{j=2}^{J+1} w_j = 1\}$.

The notation makes clear that the correspondence $\widehat{\mathbf{W}}(\mathbf{V})$ for problem (2) depends on \mathbf{V} . Abadie et al. (2010) propose using $\widehat{\mathbf{V}}$ such that

$$\widehat{\mathbf{V}} := \arg \min_{\mathbf{V} \in \mathcal{V}} (\mathbf{Y}_1 - \mathbf{Y}_0 \widehat{\mathbf{W}}(\mathbf{V}))' (\mathbf{Y}_1 - \mathbf{Y}_0 \widehat{\mathbf{W}}(\mathbf{V})), \tag{3}$$

where \mathcal{V} is the set of positive semidefinite diagonal matrices of dimension $(K \times K)$. Intuitively, this technique makes the synthetic control of unit 1 as similar as possible to the actual unit 1 during the pre-treatment period when we choose the Euclidian metric to evaluate the distance between the observed outcomes for unit 1 and the values predicted by the synthetic control.

With $\widehat{\mathbf{V}}$ chosen, the synthetic control weights of unit 1 are given by

$$\widehat{\mathbf{W}} := \widehat{\mathbf{W}}(\widehat{\mathbf{V}}) = [\widehat{w}_2 \dots \widehat{w}_{J+1}]'$$

For each $t \in \{T_0 + 1, \dots, T\}$, the estimator of $Y_{1,t}^N$ according to the synthetic control method is given by

$$\widehat{Y}_{1,t}^N = \sum_{j=2}^{J+1} \widehat{w}_j Y_{j,t}.$$

Now, we can estimate the entire vector of treatment effects,

$$\widehat{\alpha}_{1,t} = Y_{1,t} - \widehat{Y}_{1,t}^N,$$

for $t \in \{1, \dots, T\}$. While the post-treatment gaps ($\widehat{\alpha}_{1,t} = Y_{1,t} - \widehat{Y}_{1,t}^N$ for $t \geq T_0 + 1$) are estimates of the parameters of interest (i.e., the causal effect of the FTZM on economic variables), we can use the pre-treatment gaps ($\widehat{\alpha}_{1,t} = Y_{1,t} - \widehat{Y}_{1,t}^N$ for $t \leq T_0$) as an indirect test of the validity of the synthetic

⁹Some lines of matrix \mathbf{X}_1 and \mathbf{X}_0 can be linear combinations of the variables in \mathbf{Y}_1 e \mathbf{Y}_0 , while other lines can contain covariates that help to predict the outcome variable.

control estimator. Since the synthetic control unit should follow the counterfactual outcome ($Y_{1,t}^N$) and we observe this potential outcome during the pre-treatment period, we expect the pre-treatment gaps to be close to zero.

In order to test the significance of the estimated effects, Abadie et al. (2010) and Abadie et al. (2015) propose the following inference procedure.¹⁰ In order to determine how unlikely the estimator $\hat{\alpha}_{1,t} = Y_{1,t} - \hat{Y}_{1,t}^N$ for $t \geq T_0 + 1$ under the null of no effect is, Abadie et al. (2010) propose running placebo tests: assume that each control unit $j \in \{2, \dots, J + 1\}$ had received the treatment, estimate its synthetic counterfactual and compare the $\hat{\alpha}_{1,t}$ with $\hat{\alpha}_{j,t}$ for each $t \geq T_0 + 1$ and $j \in \{2, \dots, J + 1\}$. If $|\hat{\alpha}_{1,t}|$ is abnormally large, there is evidence in favor of rejecting the null hypothesis.

One drawback of the last method is that $|\hat{\alpha}_{1,t}|$ can be abnormally large for some time periods, but not for others, implying that there is no clear rejection rule. This is a severe problem for any inference procedure, as pointed out by White (2000). In order to handle this issue, Abadie et al. (2015) propose a method for condensing information from all periods to conduct inference: estimate

$$RMSPE_j := \frac{\sum_{t=T_0+1}^T (Y_{j,t} - \hat{Y}_{j,t}^N)^2 / (T - T_0)}{\sum_{t=1}^{T_0} (Y_{j,t} - \hat{Y}_{j,t}^N)^2 / T_0} \quad (4)$$

for each $j \in \{1, \dots, J + 1\}$, compute

$$p := \frac{\sum_{j=1}^{J+1} \mathbb{1}[RMSPE_j \geq RMSPE_1]}{J + 1}$$

and reject the null of no effect whatsoever if p is less than some pre-specified significance level.

Methodologically, synthetic control estimator's main competitor is the differences-in-differences estimator. The latter option was previously applied to the estimation of enterprise zones' economic impact as my brief review of the literature makes clear. However, applying it to the dataset used in this analysis would be problematic, since its inference procedure requires a large number of treated and control units and the comparison group of this work is relatively small.¹¹ Moreover, this methodology restricts the treatment effect to be constant during the post-treatment period, a very strong assumption in the FTZM's context since the post-treatment period lasts for almost half a century and the treatment effects are likely to vary during the different phases of the FTZM.

These two issues are successfully tackled by the synthetic control method. First of all, its inference procedure is completely appropriate for a small sample such as ours.¹² Moreover and most importantly, this method allows me to estimate a completely flexible treatment effect as a function of time.

4. DATA DESCRIPTION

I collect data on GDP per capita, Agriculture, Manufacture and Services Total Production per capita in real values (Reais of 2000), Agriculture, Manufacture, Services and Government Production as shares of GDP, and Population Density for 49 Minimum Comparable Areas (MCAs)¹³ in the Brazilian North

¹⁰For a generalization of this methodology, see Firpo & Possebom (2016).

¹¹Even if I applied the inference procedure developed by Conley & Taber (2011), I would still need a large number of control units. However, Conley & Taber (2011) present a Monte Carlo experiment that shows that their inference procedure works for datasets with only 50 observed units. For this reason, I apply their technique as a robustness check for my main results.

¹²For more information about its inference procedure, see Firpo & Possebom (2016).

¹³Since many cities were divided or created during the twentieth century in Brazil, I can not use current cities as the unit of observation. For this reason, I use MCAs 1920 that capture the local economic units that would exist if cities remained stable during the last century.



Region for the years of 1920, 1939, 1949, 1959, 1970, 1975, 1980, 1985, 1996 and 1999.¹⁴ I define the pre-treatment period as 1920–1959 and the treated region is MCA 1920 #2097002; this includes the current cities of Manaus, Anamá, Anori, Apuí, Autazes, Barreirinha, Beruri, Boa Vista do Ramos, Borba, Caapiranga, Careiro, Careiro da Várzea, Codajás, Iranduba, Itacoatiara, Itapiranga, Manacapuru, Manaquiri, Manicoré, Maués, Nova Olinda do Norte, Novo Airão, Novo Aripuanã, Presidente Figueiredo, Rio Preto da Eva, São Sebastião do Uatumã, Silves, Uruará, Urucurituba. Although the real unit of analysis (MCA 1920 #2097002) is larger than the current city of Manaus, I refer to it simply as *Manaus* for brevity. Finally, I apply the methodology proposed by Abadie & Gardeazabal (2003), Abadie et al. (2010) and Abadie et al. (2015) to construct a synthetic control unit of Manaus for each outcome variable (GDP per capita, Agriculture Total Production per capita, Manufacture Total Production per capita and Services Total Production per capita), using their own pre-treatment mean values, sectoral GDP shares, government size and population density as predictors.¹⁵

The chosen control group was not the only available option. I use all the MCAs in the Brazilian North Region because this region presents many characteristics that make it very different from other Brazilian regions. First of all, the Amazon Region almost coincides with the North Region, implying that the latter presents an unique environment and, as a consequence, faces very different economic challenges. Moreover, during the military dictatorship (1964–1985), the federal government implemented many policies whose main goal was to occupy and develop the North Region (e.g. the Trans-Amazon Road), implying that the cities in the North Region faced economic policies and shocks that were different from the ones faced by other Brazilian cities. Finally, since the North Region was the last one to be occupied, it is culturally different from the other regions, presenting, for example, a much larger Native Brazilian population share. For all these reasons, cities in the North Region are more comparable among themselves than other Brazilian municipalities, making the former group my preferred control group. As a robustness check, I raise another possible control group: the capital cities located in the North, Northeast and Midwest.

Tabela 1 reports the pre-treatment means of outcome and predictor variables for Manaus (column (1)) and the four synthetic versions of Manaus (columns (2)–(5)). Observe that the four synthetic control regions are very similar to the true Manaus regarding pre-treatment average values for the outcome variables and for the covariates. The only exceptions are the average values for *population density* and *Manufacture Total Production per capita* and some of the outcome variables that are not forced to match by the synthetic control method (e.g.: the Agriculture Total Production per capita for the synthetic control unit that fits the Manufacture Total Production).

Since Manaus is one of the least densely populated cities in the Brazilian North region, it is extremely hard for the synthetic control method to fit this predictor variable. Consequently, this methodology imposes a weight close to zero for this variable when constructing the synthetic units for all the outcome variables except Agriculture Total Production per capita.¹⁶

Since Manaus has the largest Manufacture Total Production per capita in the Brazilian North region, it is very hard for the synthetic control method to fit this outcome variable. Despite this, the synthetic control versions closely match Manaus for this variable even though it assigns a weight of only 13.7% to it when fitting GDP per capita.

Tabela 1 also reports the sample average (excluding Manaus) of those variables for each one of the samples (columns (6)–(9)). As expected, the synthetic units reproduce the values for the city of Manaus more precisely than a simple average even for most of the outcome variables that are not

¹⁴Due to missing data, I have information about 46 MCAs for Agriculture Total Production per capita, 22 MCAs for Manufacture Total Production per capita and 40 MCAs for Services Total Production per capita.

¹⁵More explicitly, matrix X_1 contains pre-treatment average values of Y_1 , of sector GDP shares, of government size and of population density for each outcome variable.

¹⁶In order to save space, we do not report all weights \hat{W} and \hat{V} for each outcome variable. They are available upon request.

Table 1. Descriptive statistics (pre-treatment average values).

Variable	Manaus (1)	Synthetic Manaus				Sample Average			
		GDP pc (2)	ATP pc (3)	MTP pc (4)	STP pc (5)	GDP pc (6)	ATP pc (7)	MTP pc (8)	STP pc (9)
GDP pc (R\$ of 2000)	1213.64	1213.49	+769.22	+1121.33	+981.49	470.96	476.74	513.85	488.76
ATP pc (R\$ of 2000)	193.56	+107.45	191.01	+96.80	+90.30	245.77	248.43	204.08	237.48
MTP pc (R\$ of 2000)	349.35	+330.89	+92.35	279.71	+229.19	56.64	57.49	63.87	63.36
STP pc (R\$ of 2000)	670.74	+803.16	+488.48	+744.84	670.58	181.97	183.79	248.26	196.34
Population Density (Inhabitants per sq km)	0.60	32.96	0.73	36.57	24.02	3.76	3.49	5.46	4.35
Agriculture Share (%)	18.3	18.4	27.0	19.1	18.4	57.8	57.9	46.6	55.0
Manufacture Share (%)	22.6	21.3	16.6	22.5	22.7	9.6	9.5	11.1	8.9
Services Share (%)	59.0	61.3	56.9	58.3	59.1	35.6	35.3	42.7	37.3
Government Size (%)	9.5	9.9	9.8	10.1	9.7	6.7	6.4	7.5	7.1
Sample Size						49	46	22	40

Notes: *XTP pc* and *X Share* stand for *Sector X Total Production per capita* and *Sector X Production as a share of GDP*, respectively. Since, for each outcome variable, I estimate a different Synthetic Unit using a different sample, I report descriptive statistics for each one of the four synthetic units and each one of the four samples. I name each synthetic region and each sample according to their associated outcome variable. The different sample sizes are due to missing data. In columns (2)–(5), cells marked with a + indicates that the synthetic control method is not forced to match the indicated variable.

forced to match by the synthetic control method (e.g. GDP per capita for the synthetic control unit that fits the Manufacture Total Production per capita). This suggests that the synthetic control estimator is an better option than simpler methods for this case study.

5. RESULTS

Figure 1 plots the time series for Manaus and its synthetic control versions for the variables real GDP per capita (subfigure 1(a)), Agriculture Total Production per capita (subfigure 1(b)), Manufacture Total Production per capita (subfigure 1(c)) and Services Total Production per capita (subfigure 1(d)). As those graphs show, FTZM seems to have had a positive effect on real GDP per capita, Manufacture Total Production per capita and Services Total Production per capita, and a negative impact on Agriculture Total Production per capita. These results support the view that the effect of the mis-allocation of resources are stronger than the effect of possible positive externalities as I discussed in the section 2 since we observe a negative effect for one of Manaus' economic sectors. Moreover, as it is easy to see, those point estimates suggest that FTZM has had a very large economic impact.

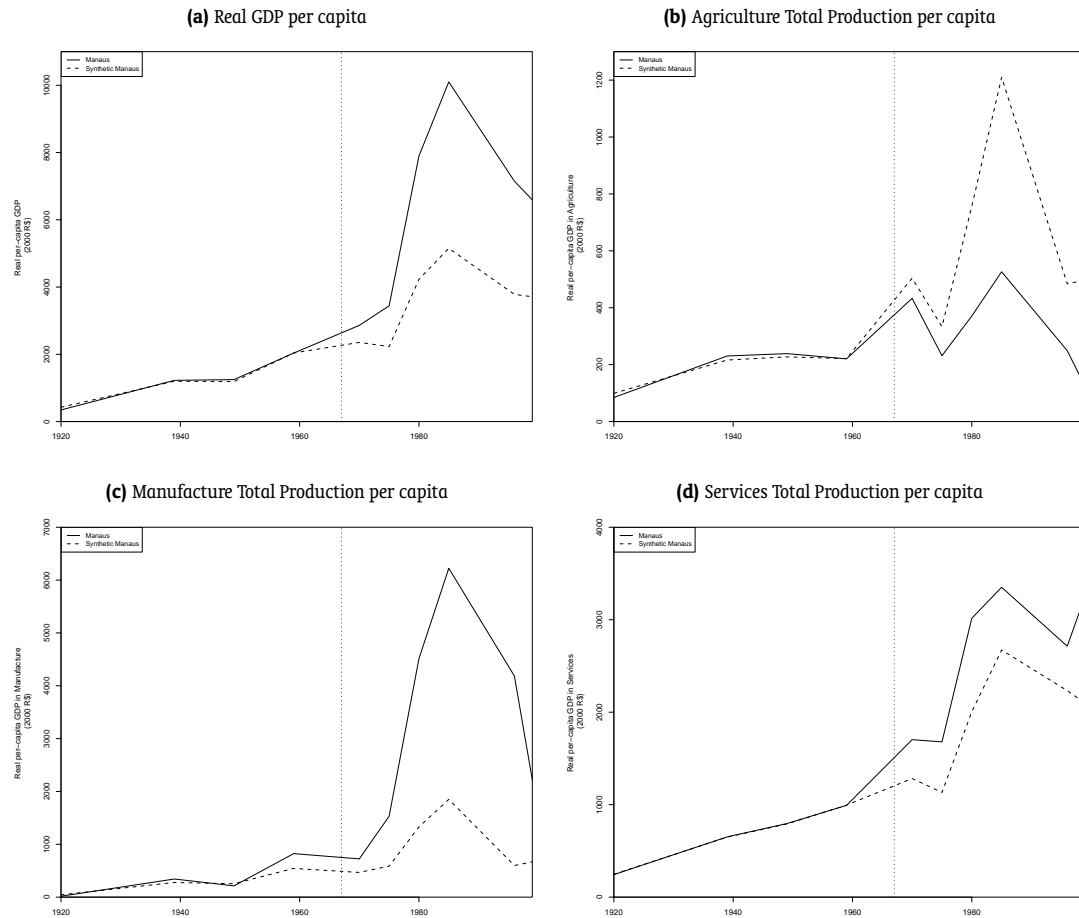
Regarding the magnitude of the estimated effects, note that FTZM's economic impact is relevant. For the last observed year (1999), FTZM's estimated effect on GDP per capita is R\$2880, while Manaus' real GDP per capita is R\$6593, implying the FTZM's impact represents 44% of the realized outcome. Given the complexity and the size of this subsidy policy, such a large impact is expected. Moreover, for 1999, Manaus's counterfactual Agriculture Total Production per capita would be three times larger than its realized value, while FTZM's contribution to Manufacture and Services Total Production per capita represents 70% and 36% of the realized outcome, respectively.

Figure 1 also allow us to indirectly verify the validity of the synthetic control method. By looking at the pre-treatment fit, we see that all the synthetic regions closely follow Manaus' trend. This behavior suggests that the synthetic control method can properly approximate the counterfactual outcome and, thus, estimate the treatment effect.

Now, consider only the black lines on subfigures 2(a), 2(b), 2(c) and 2(d). They show FTZM's estimated economic impact, since they represent the differences between the black and the dotted lines



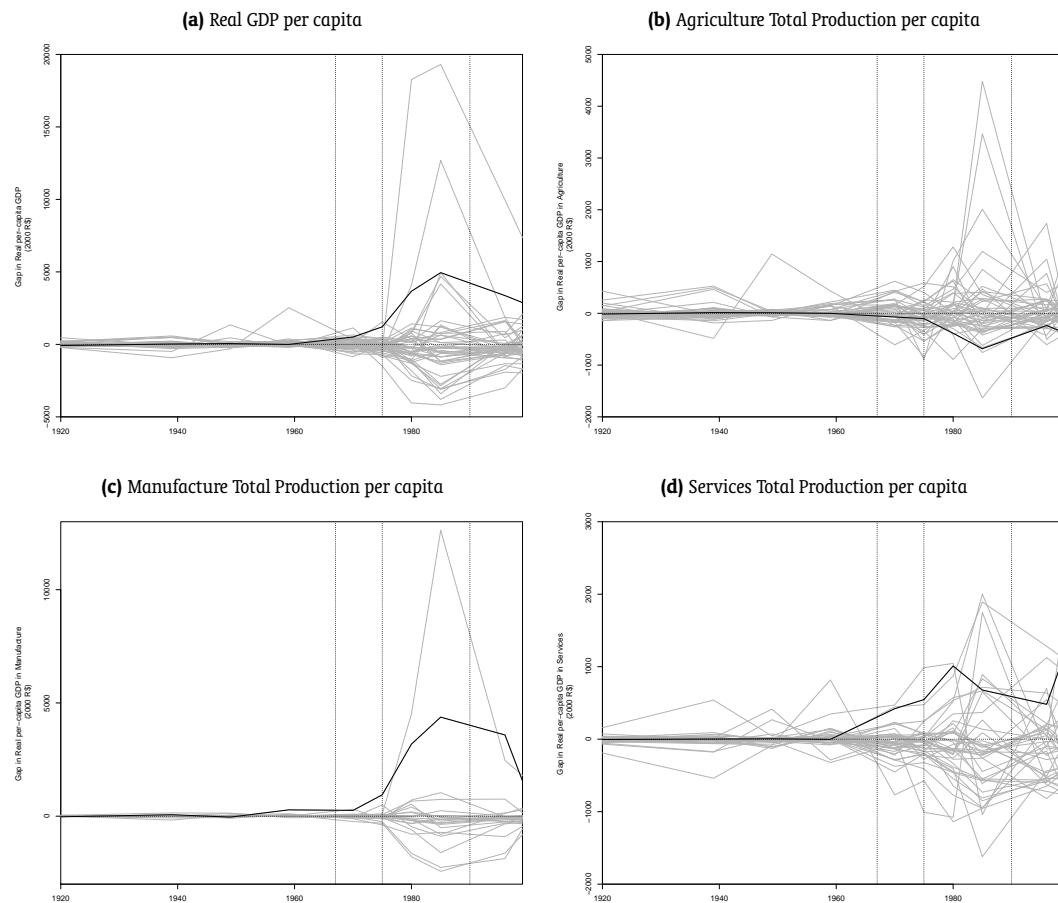
Figure 1. Estimated effects using the Synthetic Control Method.



Note: The vertical dotted line indicates the beginning of the treatment period (1967).

on subfigures 1(a), 1(b), 1(c) and 1(d). As one can see, FTZM's effect on GDP per capita and Agriculture and Manufacture Total Production per capita has a parabolic shape, while its impact on Services Total Production per capital increases at the beginning of the post-treatment period and then stabilizes. These results illustrates the importance of using the Synthetic Control Method instead of the differences-in-differences estimator, since the former allows me to estimate time-varying treatment effects. More importantly, the parabolic shape of the effects agree with our expectations given that the relative subsidy associated with the FTZM was stronger in the second phase than it was in the first or the third phase. Note that the estimated effects for all outcome variables are initially weak during the first phase and get much stronger during the second phase, weakening again after the third phase. (The vertical dotted lines in Figura 2 indicates the beginning of each phase.)

So far, I have only presented point estimates and have not discussed the statistical significance of my results. To address this, I follow Abadie et al. (2010) and plot placebo tests for each analyzed variable (see the gray lines in Figura 2). Looking at subfigures 2(a), 2(b), 2(c) and 2(d), it seems that FTZM had a significant impact only on Manaus' real GDP per capita and Manufacture Total Production per capita.

Figure 2. Placebo tests.

Note: While the gray lines show the estimated placebo effect for each outcome variable and for each control city, the black lines show the estimated impact of FTZM on Manaus' economy for each outcome variable. The first vertical dotted line indicates the beginning of the treatment period (1967), while the second vertical dotted line indicates the beginning of FTZM's second phase (1975). Finally, the third vertical dotted line indicates the beginning of FTZM's third phase (1990).

However, this impression is contradicted when I apply the formal inference procedure described by Abadie et al. (2015) and use the RMSPE as a test statistic.¹⁷

I find that FTZM's economic effect has a p-value of 6.12% for real GDP per capita, 6.52% for Agriculture Total Production per capita, 63.64% for Manufacture Total Production per capita and 2.50% for Services Total Production per capita. The lack of significance for the results regarding the manufacturing sector suggests that this policy failed to achieve its main goal. However, the three significant results suggest that the positive effects on the service sector were more than enough to compensate for the negative impacts on the agricultural sector, implying that FTZM had a positive effect on Manaus' economy as a whole.

These findings allow me to conclude that FTZM is likely to pass a cost-benefit analysis when I consider only the city of Manaus. Although tentative, this conclusion is likely to be valid because most

¹⁷Firpo & Possebom (2016) discuss this inference procedure, formalizing and generalizing it.



of FTZM's costs were paid by cities outside the Amazon region. However, I cannot draw any conclusion about FTZM's efficacy when I consider the entire country without collecting data about its fiscal costs during the twentieth century. Another factor that complicates a cost-benefit analysis is that part of the FTZM's positive impacts on Manaus' real GDP per capita may be due simply to mis-allocation of resources among cities in the North Region, i.e., investments that would have been made in the control cities were made in Manaus due to FTZM. If this is the case, FTZM's effect for the country as a whole may be negative. I stress that this concern is addressed in the robustness checks subsection, where using another control group in order to construct the synthetic control unit reaches a similar result to the one present here, suggesting that the mis-allocation of resources among cities does not bias my results.

Furthermore, these results provide evidence in favor of rejecting the theory that the manufacturing sector in Manaus create positive spill-overs large enough to benefit all economic sectors, surpassing the detrimental effects of resources mis-allocation. If this were the case, I would find a positive impact of FTZM on Agriculture Total Production per capita. Actually, I find the opposite result in accordance with the theory of mis-allocation among sectors. For this reason, I conclude that FTZM achieved its goal of promoting regional economic growth at the cost of provoking mis-allocation of resources among sectors.

Robustness Checks

As a first robustness check, I run a standard differences-in-differences regression

$$y_{it} = \theta D_{it} + \mathbf{x}_{it}\beta + \alpha_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

where i and t respectively index minimum comparable areas and time periods; y_{it} represents real GDP per capita or Sectoral Total Production per capita levels; D_{it} is a dummy variable that assumes the value of 1 only for Manaus during the post-treatment period; \mathbf{x}_{it} is a row vector of control variables that contains Agriculture, Manufacture, Services and Government Production as shares of GDP, and Population Density; α_i is a city fixed effect, δ_t is a time fixed effect and ε_{it} is a error term. Moreover, I estimate a 90%-confidence interval for the coefficient of interest, θ , using the procedure proposed by Conley & Taber (2011), that is adequate when we observe a small number of treated units and a large number of control units.

Tabela 2 reports the estimated results for model (5) using the inference method suggested by Conley & Taber (2011). Regarding the point estimates, the magnitudes of the coefficient of interest for each dependent variable are similar to the average estimated effects of the synthetic control method for each analyzed outcome, illustrating the robustness of my findings. I also note that the confidence

Table 2. Differences-in-Differences results.

	Dependent Variable			
	GDP pc (1)	ATP pc (2)	MTP pc (3)	STP pc (4)
Point Estimate ($\hat{\theta}$)	2050	-532	1276	1066
Confidence Intervals	[-265, 3265]	[-809, -289]	[419, 1798]	[-106, 1606]
Sample Size	49	46	22	40

Notes: XTP pc stands for Sector X Total Production per capita. I report point estimates for the coefficient of interest, θ , in model (5) and its 90%-confidence interval based on the inference procedure proposed by Conley & Taber (2011). The different sample sizes are due to missing data.

intervals for the variables real GDP per capita, Manufacture Total Production per capita and Services Total Production per capita are extremely wide, indicating that the estimates are imprecise even if they are statistically significant as it is the case for the coefficient associated with the dependent variable Manufacture Total Production per capita. The only coefficient that is precisely estimated is the one associated with the dependent variable Agriculture Total Production per capita. In this case, the point estimate is negative and statistically significant, in accordance with the Synthetic Control results. Hence, my conclusions are robust to the choice of estimation method. Note also that the results of the differences-in-differences models also contradicts the positive spill-overs view, providing support for the mis-allocation predictions.

As a second robustness check, I change the control group. In the main results, the synthetic control unit is a linear combination of all the minimum comparable areas of the North Region because those localities are, culturally and environmentally, the most similar ones to Manaus. However, it is possible to think that the spatial proximity between Manaus and the control areas may bias the results for, at least, two different reasons: (i) if Manaus' growth stimulates its neighbors' economy due to positive spatial externalities, the main results are biased downwardly; and (ii) if investments that would have been done in cities close to Manaus were reallocated to Manaus due to FTZM's subsidies (mis-allocation of resources among cities), the main results are biased upwardly.

In order to address those concerns, I use a different control group: all the capital cities in the North, Northeast and Midwest regions. I choose those cities because their states are the poorest ones in Brazil, making them more comparable, and because they are located far away from Manaus, mitigating any spatial effect. I stress that, although there are currently 19 capital cities in those regions, we only observe 17 MCA since Rio Branco, Campo Grande and Cuiabá are aggregated in only one MCA.

Subfigures 3(a), 3(b), 3(c) and 3(d) present the estimated treatment effect and the placebo effects for this control group for each outcome variable of interest. Although the sample size is too small to detect any significant effects at the 5%-level,¹⁸ the magnitude and shape of the estimated effects are very similar to the magnitude and shape of the main results as the comparison between figures 2 and 3 shows. Consequently, the main results and conclusions are robust to the choice of the control group and not simply generated by spatial contamination.

6. CONCLUSION

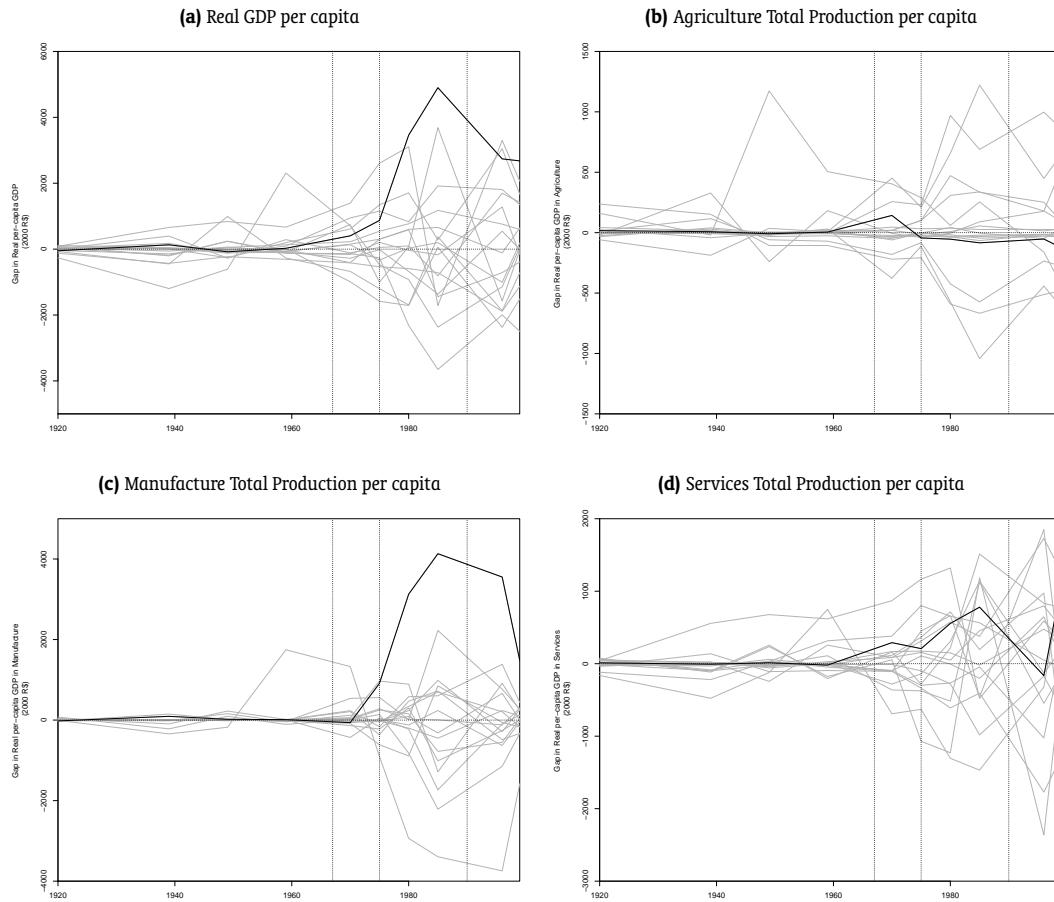
Applying the Synthetic Control Method to city-level data for cities of the Brazilian North region during the twentieth century, I evaluate the economic impact of the Free Trade Zone of Manaus. While FTZM's impact on Manaus' Manufacture Total Production per capita is non significant, its effect on the agriculture sector and the services sector are significant and present different signs—negative for the former and positive for the latter. At the end, FTZM's positive and significant effect on Manaus' real GDP per capita suggests that its positive impacts were larger than the negative ones, implying that this subsidy policy achieved its goal of promoting regional economic growth. Moreover, the time pattern of those effects during the twentieth century is expected considering the intensity of the FTZM's subsidies. When the relative subsidy associated to the FTZM (when compared to other Brazilian cities) is larger (second phase: 1975–1990), the estimated effects are also larger for all outcome variables.

Although it is possible to think that FTZM would pass a cost-benefit analysis when I consider only the city of Manaus, I do not have enough information to draw any conclusion about the relative magnitude of its costs and benefits when I consider Brazil as a whole. This tentative conclusion is due to the fact that a large amount of FTZM's costs is paid not by Manaus, but by cities outside the Amazon region.

¹⁸The treatment effects present p-values of 11.1%, 27.8%, 16.7% and 5.6% for the variables real GDP per capita, Agriculture Total Production per capita, Manufacture Total Production per capita and Services Total Production per capita, respectively.



Figure 3. Placebo tests using capital cities in poor states in the Donor Pool.



Note: While the gray lines show the estimated placebo effect for each outcome variable and for each control city, the black lines show the estimated impact of FTZM on Manaus' economy for each outcome variable. The first vertical dotted line indicates the beginning of the treatment period (1967), while the second vertical dotted line indicates the beginning of FTZM's second phase (1975). Finally, the third vertical dotted line indicates the beginning of FTZM's third phase (1990).

Moreover, my methodology does allow me to disentangle whether the positive impact on Manaus' real GDP per capita is due to positive spillovers that benefit all the city economic sectors and the entire country or due to mis-allocation of resources that harms Brazil as a whole. Since the positive spill-overs view predicts a positive impact of the FTZM on Agriculture Total Production per capita, my results contradicts this theory. In reality, my estimated negative impact on the agriculture sector is in accordance to the view that states that the detrimental effects of mis-allocated resources are strong enough to jeopardize any possible positive spill-over from the manufacturing sector.

REFERENCES

Abadie, A., Diamond, A., & Hainmueller, J. (2010). Synthetic control methods for comparative case studies: Estimating the effect of California's Tobacco Control Program. *Journal of the American Statistical Association*, 105(490), 493–505.

- Abadie, A., Diamond, A., & Hainmueller, J. (2015). Comparative politics and the synthetic control method. *American Journal of Political Science*, 59(2), 495–510.
- Abadie, A., & Gardeazabal, J. (2003). The economic costs of conflict: A case study of the Basque Country. *American Economic Review*, 93(1), 113–132.
- Aggarwal, A. (2012). *Social and economic impact of SEZs in India*. Oxford University Press.
- Busso, M., Gregory, J., & Kline, P. (2013). Assessing the incidence and efficiency of a prominent place based policy. *American Economic Review*, 103(2), 897–947.
- Castilho, M., Meneédez, M., & Sztulman, A. (2015, December 17). *Poverty and inequality dynamics in Manaus: Legacy of a free trade zone?* (G-MonD Working Paper No. 43). Retrieved from <https://halshs.archives-ouvertes.fr/halshs-01245394>
- Cavalcanti, T., Mata, D. D., & Toscani, F. (2016, March). *Winning the oil lottery: The impact of natural resource extraction on growth* (IMF Working Paper No. 16/61). International Monetary Fund. Retrieved from <http://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2016/12/31/Winning-the-Oil-Lottery-The-Impact-of-Natural-Resource-Extraction-on-Growth-43789>
- Conley, T. G., & Taber, C. R. (2011). Inference with difference-in-differences with a small number of policy changes. *The Review of Economics and Statistics*, 93(1), 113–125.
- Firpo, S., & Possebom, V. (2016, March). *Synthetic control estimator: A generalized inference procedure and confidence sets*. Retrieved from <https://goo.gl/t7QW8K>
- Gobillon, L., & Magnac, T. (2016). Regional policy evaluation: Interactive fixed effects and synthetic controls. *Review of Economics and Statistics*, (Forthcoming).
- Gobillon, L., Magnac, T., & Selod, H. (2012). Do unemployed workers benefit from enterprise zones? The French experience. *Journal of Public Economics*, 96, 881–892.
- Ham, J. C., Swenson, C., Imrohorglu, A., & Song, H. (2011). Government programs can improve local labor markets: Evidence from state enterprise zones, federal empowerment zones and federal enterprise community. *Journal of Public Economics*, 95, 779–797.
- Hsieh, C.-T., & Klenow, P. (2009). Misallocation and manufacturing TFP in China and India. *The Quarterly Journal of Economics*, 124(4), 1403–1448.
- Machado, J. A. C., Junior, A. R. O., Costa, F. A., & Santana, A. C. (2006). Metamorfoses do Modelo Zona Franca de Manaus: Desafios a Pesquisa e ao Planejamento do Desenvolvimento Regional. In E. Scherer & J. A. de Oliveira (Eds.), *Amazônia: Políticas públicas e diversidade cultural* (Vol. 1, p. 39-59). Rio de Janeiro: Garamond.
- Miranda, R. N. d. (2013, Abril). *Zona Franca de Manaus: Desafios e vulnerabilidades* (Texto para Discussão No. 126). Brasília, DF: Núcleo de Estudos e Pesquisas do Senado Federal. Retrieved from <http://goo.gl/Hj9NH0>
- Oliveira, J. L. d. C., & Souza, R. B. d. L. d. (2012). Um estudo sobre a renúncia tributária dos entes federativos e os benefícios gerados pela Zona Franca de Manaus. *Revista Estudos do CEPE*(36), 38–60.
- Restuccia, D., & Rogerson, R. (2008). Policy distortions and aggregate productivity with heterogeneous establishments. *Review of Economic Dynamics*, 11, 707–720.
- Sá, M. T. d. V., & Machado, J. A. d. C. (2012). *Polo Industrial de Manaus (PIM): A medida de seu valor adicionado comparado ao resto do Brasil*. Retrieved from <http://goo.gl/2LwSjF>
- White, H. (2000). A reality check for data snooping. *Econometrica*, 68(5), 1097–1126. doi: 10.1111/1468-0262.00152



Programa Bolsa Família e Geração "Nem-Nem": Evidências para o Brasil

ANDRESSA MIELKE VASCONCELOS*

FELIPE GARCIA RIBEIRO†

MARCELO DE CARVALHO GRIEBELER‡

ANDRÉ CARRARO§

Sumário: 1. Introdução; 2. Programa Bolsa Família; 3. Revisão de Literatura; 4. Modelo Teórico; 5. Dados, Amostras e Estratégia Empírica; 6. Resultados; 7. Conclusões; Apêndice A. Prova das proposições do modelo teórico; Apêndice B. Tabelas.

Palavras-chave: Efeito do Tratamento, Programa Bolsa Família, Geração "Nem-Nem".

Códigos JEL: C31, I2, J2.

O presente estudo investiga a relação entre o Programa Bolsa Família e a probabilidade de que jovens adultos entre 18 e 29 anos pertençam à geração "nem-nem". Para atingir este objetivo, é construído um modelo teórico que considera os microfundamentos da escolha do beneficiário entre trabalho, lazer e estudo. Empiricamente, utilizam-se os dados do Censo Demográfico de 2010 combinados com a estratégia metodológica de Imbens (2015) e o método Propensity Score Matching. Os resultados obtidos indicam que o Programa Bolsa Família reduz a probabilidade de que os jovens sejam "nem-nem".

This paper analyzes the relation between the Bolsa Família Program and the probability that young adults aged from 18 to 29 years belong to "nem-nem" generation. In order to achieve this goal, a theoretical model which takes into account the micro fundamentals of beneficiary's choice between labor, leisure and education, is built. Empirically, the 2010 Census data is combined with the methodological strategy provided by Imbens (2015) and the Propensity Score Matching. The results indicate that the Bolsa Família Program decreases the probability that young people belong to the "nem-nem" generation.

1. INTRODUÇÃO

Nas últimas décadas, os programas de transferência condicionada de renda (PTCR) vêm sendo adotados em diversos países visando combater a pobreza. Entre os principais motivos associados à preferência dos formuladores de políticas públicas por este mecanismo está o fato de que estes programas estão baseados na assistência financeira para famílias pobres e no estímulo à educação das crianças. Comum a muitos dos diferentes programas com estas características, a condicionalidade exigida de que as crianças estejam matriculadas na escola gera um incentivo à acumulação de capital humano

*Doutoranda em Economia Aplicada no Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Rio Grande do Sul. Avenida João Pessoa, 52, Centro, Porto Alegre, RS, Brasil. CEP 90040-000. E-mail: Email: mielkeandressa@gmail.com

†Departamento de Economia, Universidade Federal de Pelotas (UFPEL). E-mail: Email: felipe.garcia.rs@gmail.com

‡Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal do Rio Grande do Sul (FCE/UFRGS). E-mail: Email: marcelo.griebeler@ufrgs.br

§Departamento de Economia, Universidade Federal de Pelotas (UFPEL). E-mail: Email: andre.carraro@gmail.com



que é importante para que em um futuro próximo as famílias atendidas possam conviver com maior expectativa de emprego, renda e, assim, romper o ciclo de transmissão intergeracional de pobreza (Fiszbein & Schady, 2009).

Paralelo a expansão dos PTCR, tem chamado a atenção dos governos o crescimento de jovens que não estudam e não trabalham, mas estão em idade para estarem engajados em ao menos uma destas duas atividades. Posto isto, o termo NEET (*Not in Education, Employment or Training*) foi cunhado no Reino Unido em 1996 (UCL, 2014) para chamar a atenção ao número expressivo e em expansão na época de jovens que, após a recessão da década de oitenta, não estavam engajados em acumular capital humano geral (através de educação formal) ou em participar do mercado de trabalho. Além disso, segundo a International Labour Organization (ILO, 2014), o número de jovens que, simultaneamente, não trabalham e não estudam ao redor do mundo cresceu em 30 de 40 países para os quais há dados disponíveis para o período de 2007 a 2011/2012, sendo estes dos mais variados níveis de desenvolvimento.

No Brasil, o fenômeno que engloba jovens que estão à margem do mercado de trabalho e longe dos estudos ficou conhecido como geração “nem-nem”. Seguindo a classificação do Estatuto da Juventude de 2013,¹ estes jovens possuem idade entre 15 e 29 anos e, de acordo com dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2015,² o total de jovens desta faixa etária corresponde a 23,6% da população brasileira. Entre eles, a taxa de ocupação é de 52,5% e a taxa de “nem-nem” de 22,5%. Portanto, aproximadamente um quarto dos jovens brasileiros estão fora do mercado de trabalho e da escola. Mais presente em famílias com menores faixas de renda *per capita* e com forte dependência da renda do chefe do domicílio (Camarano & Kanso, 2012), o jovem “nem-nem” possui grande chance de sua família ser beneficiária do Programa Bolsa Família (PBF), como pode ser visto em Camargo, Curralero, Licio & Mostafa (2013). Ainda, as regiões Norte, Nordeste e Sudeste registram maiores percentuais de jovens “nem-nem” e recebem os maiores montantes em transferências deste programa social.³

Posto isto, o presente estudo se propõe a avaliar o papel do PBF no fenômeno conhecido como geração “nem-nem”. Entretanto, não se trata de uma relação trivial. Considerando os jovens “nem-nem” de 18 a 29 anos de idade, tem-se jovens adultos. Avaliar os efeitos do PBF sobre as decisões de estudar e trabalhar deste grupo requer uma análise minuciosa dos seus efeitos sobre as decisões de alocação do tempo de todos os membros das famílias, o que inclui as crianças e os possíveis efeitos do Programa sobre as decisões de educação e trabalho infantil.

Por um lado, a transferência de valores monetários do PBF pode possibilitar maiores investimentos na qualidade de vida dos membros da família. Dentre estes, pode haver escolhas que envolvam a acumulação de capital humano, o que impactaria de forma negativa a probabilidade de que os indivíduos sejam “nem-nem”. Por outro lado, os efeitos do Programa sobre a participação dos adultos no mercado de trabalho não são tão claros. É preciso avaliar a relação existente entre trabalho dos adultos e trabalho infantil tanto nas atividades domésticas quanto nas atividades do mercado de trabalho. Se, por exemplo, o PBF reduz o trabalho infantil, via efeito renda das transferências do Programa ou via efeito das condicionalidades ligadas à frequência escolar que restringem o tempo livre para o mercado de trabalho, e adultos e crianças são substitutos no mercado de trabalho, então o Programa reduziria a probabilidade de que os jovens sejam “nem-nem”. Por outro lado, há possibilidade de substituição de adultos e crianças nas atividades domésticas, o que diminuiria o tempo dos adultos dedicado ao mercado de trabalho. Os efeitos do PBF sobre a oferta de trabalho adulto e trabalho infantil ainda estão sendo intensamente investigados (Tavares, 2010; Firpo, Pieri, Pedrosa & Souza, 2014; De Brauw, Gilligan, Hoddinitt & Roy, 2015a; Chitolina, Foguel & Menezes-Filho, 2016; entre outros), mas ainda não há consenso sobre a direção destes efeitos.

¹Lei nº 12.852, de 5 agosto de 2013.

²Ver IBGE (2016).

³http://aplicacoes.mds.gov.br/sagi-data/misocial/tabelas/mi_social.php

Sabendo dos problemas de médio e longo prazo inerentes aos jovens que se encontram na situação de “nem-nem”, como associação com drogas, atividades criminosas e desemprego,⁴ é de suma importância o estudo dos determinantes das suas escolhas de alocação do tempo. Neste sentido segue a proposta da pesquisa de Tillmann & Comim (2016), trabalho o qual primeiramente traça, com dados da PNAD de 2011, o perfil dos jovens brasileiros. Com esta abordagem, os autores verificam a relevância de que o conceito de trabalho abarque as tarefas de nível domiciliar, uma vez que observam maiores percentuais de mulheres entre os jovens “nem-nem”. Através do modelo Logit Multinomial, os resultados indicam que a baixa renda, baixo nível de capital humano dos pais e residência no meio rural aumentam a chance de que jovens de ambos os gêneros estejam desocupados e não estudem. Ademais, o matrimônio e a maternidade também são fatores que influenciam as mulheres em serem “nem-nem”.

Portanto, o presente estudo apresenta um modelo teórico de alocação do tempo dos adultos para auxiliar o entendimento dos mecanismos que podem ligar o PBF ao fenômeno “nem-nem”. O modelo trata das escolhas dos beneficiários segundo suas preferências e renda, de modo que precisam alocar seu tempo entre estudo, trabalho e lazer, sabendo que estas decisões impactam seu nível de consumo presente e consumo futuro. Também é avaliado empiricamente o efeito do Programa sobre a probabilidade de que jovens de 18 a 29 anos sejam “nem-nem”. Adicionalmente, são realizadas análises especificamente para jovens de 15 a 17 anos visto que sobre estes o PBF exerce influência em não ser “nem-nem” devido às exigências educacionais para indivíduos de 6 a 17 anos. Aliás, um dos resultados mais bem estabelecidos sobre os efeitos do Programa diz respeito ao seu estímulo a participação escolar das crianças e adolescentes (Glewwe & Kassouf, 2012; Amaral & Monteiro, 2013; De Brauw, Gilligan, Hoddinitt & Roy, 2015b; entre outros).

Com dados do Censo Demográfico de 2010, a análise empírica reside no método *Propensity Score Matching* (PSM), o qual vem sendo amplamente utilizado para o estabelecimento de *links* causais do PBF com as mais diversas dimensões passíveis de serem influenciadas pelo Programa (Araújo, Ribeiro & Neder, 2010; Cechin, Carraro, Ribeiro & Fernandez, 2015; Nascimento & Kassouf, 2016; entre outros). Ademais, explora-se também a heterogeneidade do efeito para diferentes faixas de renda *per capita*, gênero e regiões do país.

Os resultados obtidos evidenciam que o PBF reduz a probabilidade de que os jovens adultos de famílias beneficiárias sejam “nem-nem”. A análise de sensibilidade dos limites de Rosenbaum para algumas amostras, sobretudo para aquelas com observações de todo o país, indica que há efeito do Programa. Além disso, as evidências apontam que o PBF estimula o engajamento dos jovens tanto na educação quanto no mercado de trabalho. Este primeiro canal encontra respaldo no modelo teórico desenvolvido neste estudo, enquanto o segundo não. Entretanto, cabe destacar que a oferta de trabalho dos adultos pode também depender dos efeitos do Programa sobre trabalho infantil, conforme apontam Tavares (2010) e Souza (2011).

O presente trabalho está estruturado em mais seis seções além desta introdução. Na seção 2, é apresentada uma visão geral do PBF e, na seção 3, são resenhados estudos sobre os impactos do Programa na educação de crianças e adolescentes e na oferta de trabalho dos adultos. Na seção 4 é abordado o modelo teórico desenvolvido, enquanto na seção 5 são reportados os dados, amostras e estratégia metodológica utilizados. Já na seção 6 estão os resultados obtidos, além de uma análise destes à luz do modelo teórico e da literatura empírica sobre os efeitos do Programa. Por fim, a seção 7 traz as conclusões do trabalho.

⁴Ver revisão de literatura de Coles et al. (2002).



2. PROGRAMA BOLSA FAMÍLIA

Surgindo da unificação de programas sociais da esfera federal vigentes na época,⁵ o PBF foi criado pela Medida Provisória nº 132, de 20 de outubro de 2003, a qual foi convertida para Lei nº 10.836, de 9 de janeiro de 2004. Atualmente, o Programa é considerado o maior PTCR existente, com registro de mais de R\$28 bilhões em transferências de benefícios para aproximadamente 14 milhões de famílias no ano de 2016.

O objetivo central do PBF é promover assistência às famílias em situação de extrema pobreza (atualmente, famílias com renda *per capita* de até R\$85,00) e pobreza (renda *per capita* entre R\$85,01 e R\$170,00) via transferência direta de renda. Para que as famílias que atendem ao critério de renda *per capita* possam ser beneficiárias do PBF, precisam estar registradas no Cadastro Único para Programas Sociais (CadÚnico)⁶ do Governo Federal.

Os benefícios concedidos pelo PBF variam de acordo com a classificação da família em termos de renda *per capita*. Portanto, famílias extremamente pobres podem receber o Benefício Básico no valor de R\$85,00, o qual independe da idade dos membros da família e não é atrelado à condicionalidades. Além disso, há o Benefício de Superação de Extrema Pobreza⁷ para famílias que permanecem na classificação de extrema pobreza mesmo recebendo rendimentos do Programa. Neste caso, o valor recebido depende da renda *per capita* e benefícios recebidos.

Para os dois grupos elegíveis ao PBF são concedidos o Benefício Variável à Gestante (9 parcelas de R\$39,00), Benefício Variável à Nutriz para famílias com crianças de até 6 meses (6 parcelas de R\$39,00), Benefício Variável para famílias com membros de até 15 anos (R\$39,00, podendo acumular cinco Benefícios Variáveis incluindo o Benefício Variável à Gestante e Benefício Variável à Nutriz⁸), Benefício Variável Vinculado ao Adolescente para famílias com adolescentes de 16 ou 17 anos (R\$46,00, podendo receber dois benefícios desta categoria) e o Benefício Variável de Caráter Extraordinário que é destinado à famílias que sofreram perdas até serem transferidas ao PBF no ato de sua criação pela unificação de outros programas sociais.

Como o estudo em questão utiliza dados do Censo Demográfico de 2010, cabe ressaltar os valores de elegibilidade ao PBF e os benefícios que prevaleciam neste ano. Assim, famílias em extrema pobreza possuíam renda *per capita* de até R\$70,00, enquanto famílias com renda *per capita* entre R\$70,01 e R\$140,00 eram consideradas pobres. Em relação aos valores dos benefícios concedidos, o Benefício Básico correspondia à R\$68,00, o Benefício Variável à R\$22,00 (em 2010, a família podia receber três benefícios deste caráter) e o Benefício Variável Vinculado ao Adolescente à R\$33,00 (limitado a dois benefícios por família).

Como se trata de um PTCR, o PBF exige contrapartidas das famílias beneficiárias. Dentre as condicionalidades em relação a crianças e adolescentes, há a exigência de matrícula e frequência escolar. Desta forma, crianças e adolescentes de 6 a 15 anos precisam frequentar no mínimo 85% das aulas mensais e adolescentes de 16 a 17 anos precisam frequentar no mínimo 75% das aulas mensais. Para famílias com crianças de idade inferior a 7 anos, a condicionalidade do Programa é relacionada ao acompanhamento de saúde, estado nutricional e desenvolvimento. De gestantes e nutrizas também é exigido monitoramento da saúde da mãe e do bebê. Logo, beneficiários de alguma das categorias dos chamados Benefícios Variáveis permanecem recebendo tais benefícios apenas se cumprirem as condicionalidades do Programa.

⁵Bolsa Escola, Cadastro Único, Bolsa Alimentação, Auxílio-Gás e Programa Nacional de Acesso à Alimentação.

⁶Criado pelo Decreto nº 3.877, de 24 de julho de 2001, regido pelo Decreto nº 6.135, de 26 de junho de 2007.

⁷Criado pela Medida Provisória nº 570, de 14 de maio de 2012, regido pela Lei nº 12.817, de 5 de junho de 2013.

⁸A Medida Provisória nº 535, de 2 de junho de 2011, ampliou de três para cinco o limite de recebimento mensal dos Benefícios Variáveis, incluindo o Benefício Variável à Gestante e Benefício Variável à Nutriz a partir da Instrução Operacional Conjunta SENARC/MDS – SAS/MS nº 11, de 18 de novembro de 2011.

Ao longo dos últimos anos, os benefícios concedidos e seus valores sofreram alterações, como pode ser visto com mais detalhes em Soares & Sátyro (2010), Souza (2011) e Cechin et al. (2015). Dentre estas mudanças, devido ao intuito do presente trabalho, destaca-se a criação do Benefício Variável Vinculado ao Adolescente pela Lei nº 11.692, de 10 de junho de 2008.

3. REVISÃO DE LITERATURA

O PBF vem sendo avaliado nas mais diversas dimensões socioeconômicas sobre as quais possa exercer influência. Para o presente trabalho interessam aquelas pesquisas que avaliam os seus efeitos sobre educação e oferta de trabalho dos adultos, o que engloba os jovens adultos de 18 a 29 anos de idade. Entretanto, sobre educação, os estudos são direcionados às crianças e adolescentes, o que é totalmente esperado, uma vez que as contrapartidas do Programa envolvem exigências educacionais para os indivíduos com idade entre 6 e 17 anos. Sob conhecimento dos autores, não há trabalhos que avaliem os efeitos do PBF sobre a escolha educacional de adultos. Dada esta restrição, a revisão de literatura desta seção trata dos efeitos do Programa sobre educação de crianças e adolescentes e oferta de trabalho dos adultos.

3.1. Efeito do Programa Bolsa Família na educação de crianças e adolescentes

Como muitos dos jovens adultos de famílias beneficiárias do PBF podem ter sido beneficiários do Programa na infância, o fato de que no passado foram afetados pelas suas condicionalidades pode influenciar as decisões quanto à educação na vida adulta e, assim, afetar suas probabilidades de pertencerem à geração “nem-nem”. Logo, é relevante para o presente estudo analisar a literatura sobre os efeitos do PBF na educação de crianças e adolescentes.

Para o Brasil, há diversos estudos buscando estimar os efeitos do PBF sobre variáveis educacionais, como é o caso da pesquisa de Araújo et al. (2010). No estudo em questão, a proposta dos autores consistiu em identificar e estimar o efeito do Programa nas decisões das crianças e adolescentes da zona urbana quanto à alocação do tempo destinado ao estudo e trabalho. Com dados da PNAD de 2006 e o método PSM, os resultados das estimações foram satisfatórios ao indicar efeitos positivos do PBF sobre frequência escolar. Porém, sobre trabalho infantil o impacto observado é pequeno e significativo apenas para algumas amostras.

Já no trabalho de Glewwe & Kassouf (2012) o objetivo central foi estimar os impactos das condicionalidades do Bolsa Escola e PBF sobre matrículas, abandono e progressão escolar. Para tanto, os autores utilizaram os dados do Censo Escolar entre os anos de 1998 e 2005 para obter um painel de escolas do ensino fundamental e estimaram o *Average Treatment Effect (ATE)*. Os resultados desta análise empírica seguiram o esperado e mostraram que, a nível de escolas e municípios, estes programas sociais foram eficientes para aumentar o número de matrículas, reduzir o abandono escolar, além de elevar a progressão escolar.

Amaral, Gonçalves & Weiss (2014) utilizaram os dados do Censo Demográfico de 2010 e modelos logísticos para estimar o efeito do PBF no trabalho infantil, participação e defasagem escolar, separando as observações por faixas de renda *per capita* e zona de residência. Os coeficientes obtidos apontaram para efeitos positivos do Programa sobre as variáveis educacionais, entretanto, foi encontrada evidência de maior chance de que crianças beneficiárias estejam engajadas no mercado de trabalho. Ainda, outro resultado relevante para orientar os gestores do PBF é que o capital humano da mãe e o fato de que seja ativa no mercado de trabalho parecem ser determinantes para os resultados educacionais de seus filhos.

Por sua vez, o escopo do trabalho de De Brauw et al. (2015b) consistiu em observar o impacto do PBF sobre diversas variáveis de resultados escolares de meninos e meninas de 6 a 17 anos. Os dados que os autores utilizaram são da Avaliação de Impacto do Bolsa Família (AIBF) para 2005 e 2009 e



a estimação dos efeitos foi pelo método *Propensity Score Weighting* (PSW). Quanto aos resultados, os efeitos observados para as meninas foram positivos e estatisticamente significantes, indicando que o Programa eleva a participação escolar. Para os meninos, os autores observaram resultados significativos somente ao distinguirem zona urbana e rural. Sendo assim, estas estimativas apontaram que o PBF reduz o abandono escolar de meninos de 15 a 17 anos da área urbana, mas eleva a chance de meninos da área rural de 6 a 14 anos repetirem a série.

Portanto, há fortes evidências na literatura empírica de efeitos positivos do PBF em relação à educação de crianças e adolescentes. Deste modo, espera-se que por este canal seja transmitido um efeito positivo do Programa em termos de redução da probabilidade de que o jovem seja “nem-nem”, seja por um efeito persistente das condicionalidades caso na infância o indivíduo tenha recebido o benefício, por uma externalidade positiva de membros da família de até 17 anos estarem vinculados à escola devido às condicionalidades do Programa ou, ainda, pelo efeito renda do recebimento do benefício que possibilita investimento em educação.

3.2. Efeito do Programa Bolsa Família na oferta de trabalho dos adultos

Devido ao mecanismo de transferência direta de renda do PBF, muitas pesquisas vêm sendo desenvolvidas buscando verificar se o Programa gera incentivos adversos e desestimula o engajamento dos adultos de famílias beneficiárias no mercado de trabalho. Assim sendo, Tavares (2010) investigou os efeitos do PBF sobre a oferta de trabalho de mães beneficiárias do Programa. A autora utilizou os microdados da PNAD de 2004 e o método PSM. Com este método, três grupos de mulheres não beneficiárias do PBF foram utilizados para o pareamento com as beneficiárias. O primeiro grupo era constituído por mães inscritas no CadÚnico que não eram beneficiárias do Programa. No segundo, mães não inscritas no CadÚnico, mas elegíveis ao Programa. Por último, mães que não participavam do Programa e possuíam renda *per capita* de até R\$260,00. As estimativas obtidas por Tavares (2010) apontaram para um efeito renda negativo do PBF (as transferências monetárias diminuíam a jornada de trabalho das beneficiárias), mas um efeito positivo sobre a participação das mães no mercado de trabalho. O efeito líquido do Programa foi, portanto, positivo sobre o engajamento no mercado de trabalho. Segundo a autora, o que pode explicar tal resultado é a possível relação de substituição do trabalho dos adultos e das crianças no mercado de trabalho que, diante de um efeito positivo do PBF na redução do trabalho infantil, estimula os adultos à participarem mais do mercado de trabalho. Ainda, há a possibilidade de um comportamento das beneficiárias no sentido de rejeitarem um “estigma” de participação no Programa e, em contraponto, aumentam sua participação no mercado de trabalho.⁹

Já o trabalho de Firpo et al. (2014), com dados da PNAD de 2006 e estimação dos efeitos por regressão descontínua *fuzzy*, objetivou verificar se os potenciais beneficiários do PBF “manipulavam” sua renda para se tornarem elegíveis ao Programa e qual o efeito desta “manipulação” sobre a alocação do tempo destinado ao trabalho. Dada a descontinuidade no limite de elegibilidade (renda *per capita* de R\$120,00 mensais na época), o mecanismo encontrado como fonte da “manipulação” da renda foi pelo ajuste da oferta de trabalho. Desta forma, as evidências apontaram que indivíduos próximos ao limite de elegibilidade em termos de renda *per capita* ofertam menos trabalho para continuarem ou se tornarem beneficiários do PBF. Ademais, este efeito adverso é observado mais fortemente entre as mulheres.

De Brauw et al. (2015a) também visaram identificar o efeito do PBF sobre a oferta de trabalho de seus beneficiários e se altera sua alocação entre o mercado formal e informal, considerando também zona urbana e rural para identificar se os efeitos variam entre tais. Os dados utilizados no referido trabalho são da AIBF de 2005 e 2009 e foi adotado o método PSW. Os resultados obtidos não indicaram efeito do PBF sobre a oferta de trabalho em nível agregado, porém, em desagregado, os coeficientes

⁹Para mais detalhes sobre “efeito estigma” do PBF ver Mattos & Ponczek (2010).

apontaram para um deslocamento do mercado formal para o informal para os beneficiários da zona urbana, enquanto na zona rural há evidência de redução da oferta de trabalho das mulheres e aumento da oferta de trabalho de homens.

Por sua vez, Chitolina et al. (2016) exploraram os efeitos da criação do Benefício Variável Vinculado ao Adolescente sobre alocação do tempo de adolescentes e adultos de famílias potencialmente beneficiárias. Para esta avaliação, os autores utilizaram o estimador de diferenças-em-diferenças e dados da PNAD. As estimativas obtidas indicaram impactos positivos do Programa sobre os jovens tanto na educação quanto na participação no mercado de trabalho. Sobre os adultos das famílias potencialmente beneficiárias não foi observado impacto no que tange às decisões referentes à participação no mercado de trabalho.

Postos os estudos acima resenhados, fica evidente que não há consenso sobre o sentido do efeito do PBF na oferta de trabalho de adultos. Deste modo, na próxima seção é apresentado o modelo teórico desenvolvido para a avaliação dos efeitos do Programa sobre o fenômeno “nem-nem”, objetivando esclarecer também por quais canais estes efeitos podem ocorrer.

4. MODELO TEÓRICO

O beneficiário do PBF possui função de utilidade C^2 dada por $U(l, e, t, c, c_f)$, onde l é o tempo dedicado ao lazer,¹⁰ e é o tempo dedicado aos estudos, t é o tempo dedicado ao trabalho, c é o consumo presente e c_f é o consumo futuro. Seu consumo presente é uma função do tempo despendido trabalhando e depende de dois outros parâmetros, o seu salário, w , e o valor do benefício do PBF recebido,¹¹ BF , tal que formalmente tem-se $c = BF + wt$. Seu consumo futuro, por sua vez, depende do tempo despendido em estudo. Suponha que o consumo futuro seja uma função crescente e côncava do esforço envolvido na educação e pode-se escrever $c_f = f(e)$, com $f' > 0$ e $f'' < 0$.

O beneficiário gosta de lazer, de consumo presente e de consumo futuro, de modo que sua utilidade marginal com relação a cada uma destas variáveis é positiva: $U_l > 0$, $U_c > 0$ e $U_{c_f} > 0$. Contudo, assume-se que tais utilidade marginais são decrescentes, ou seja, $U_{ll} < 0$, $U_{cc} < 0$ e $U_{c_f c_f} < 0$. Dispende tempo para estudar e trabalhar exige esforço, o que gera um efeito negativo na utilidade do consumidor. Portanto, assume-se que existe uma desutilidade de ambos os esforços: $U_t < 0$ e $U_e < 0$. Ainda, a desutilidade do esforço cresce a taxas decrescentes $U_{tt} < 0$ e $U_{ee} < 0$. Por fim, a título de simplificação, é feita a hipótese de que todas as derivadas parciais mistas de segunda ordem da função de utilidade são nulas, isto é, $U_{lc} = U_{lt} = \dots = U_{cc_f} = 0$.¹²

O problema do indivíduo é, então, decidir o quanto do total do seu tempo diário alocar em lazer, trabalho e estudo. Formalmente:

$$\max_{(l, t, e)} U(l, e, t, BF + wt, f(e)), \quad (1)$$

$$\text{sujeito a } l + t + e = 24, \quad (2)$$

onde utiliza-se as funções consumo presente e futuro. Dada a linearidade da restrição, o teorema da função implícita se aplica, de modo que pode-se substituí-la em U e eliminar a variável lazer, ficando com $U(24 - t - e, e, t, BF + wt, f(e)) = U(e, t)$. Logo, agora se trata de um problema irrestrito de apenas duas variáveis. Uma vez que tem-se uma função objetivo côncava e uma restrição linear, a condição de

¹⁰ Assume-se que lazer é um bem normal.

¹¹ Cabe destacar que, desde que seja destinada ao jovem uma parcela do valor recebido em benefício do PBF pela família, os resultados do presente modelo teórico se mantêm.

¹² Não há mudança qualitativa nos resultados quando permite-se que tais derivadas sejam diferentes de zero, desde que preservem a concavidade da função de utilidade. Ademais, não há ganho substancial em termos de realismo ou intuição do modelo ao relaxá-las.



primeira ordem (CPO) garante a existência de um máximo interior único. A Proposição 1 garante a estrita concavidade de U nas duas variáveis de escolha do beneficiário.¹³

Proposição 1. *A função de utilidade é estritamente côncava para todo (t, e) .*

A escolha ótima (t^*, e^*) satisfaz a CPO do problema:

$$\frac{dU}{dt}(t^*, e^*) = -U_l + U_t + U_c w = 0, \quad (3)$$

$$\frac{dU}{de}(t^*, e^*) = -U_l + U_e + U_{c_f} f' = 0, \quad (4)$$

onde opta-se por suprimir os argumentos das demais funções. Observe que a solução depende dos parâmetros do problema, em particular do valor do benefício do PBF, tal que a partir de agora se escreve $t^*(BF)$ e $e^*(BF)$.

O impacto de variações no benefício do PBF sobre a alocação ótima do tempo é discutido na Proposição 2.

Proposição 2. *Um aumento no benefício do PBF diminui o tempo ótimo alocado em trabalho e aumenta o tempo ótimo alocado em estudo. Além disso, a redução no tempo alocado ao trabalho é maior do que o aumento no tempo alocado ao estudo, o que implica em um aumento no tempo alocado em lazer.*

Para entender o mecanismo por trás da mudança na alocação ótima do tempo, note que, com um aumento no valor do PBF, o beneficiário alcança o mesmo nível de consumo de antes do aumento exercendo um esforço de trabalho menor (menos horas trabalhadas). Assim, como as utilidades marginais são decrescentes, ele aumenta sua utilidade ao alocar parte destas horas “extras” em lazer, que possui utilidade marginal positiva, e parte em estudo, que por um lado gera uma desutilidade do esforço, mas por outro aumenta o consumo futuro. Os determinantes da parcela do tempo alocado em lazer após o aumento no benefício são discutidos abaixo.

Proposição 3. *O impacto positivo de um aumento no valor do benefício do PBF sobre o lazer será maior quanto maior for o salário do beneficiário e quanto maior for o retorno da educação, ceteris paribus.*

Como a utilidade marginal do consumo presente é decrescente, um salário alto fará com que um aumento no valor do PBF tenha um impacto pequeno no bem-estar do beneficiário. Isso faz com que a diminuição no tempo alocado ao trabalho seja grande, aumentando o tempo alocado tanto em lazer quanto em estudo. Um aumento no retorno da educação, por outro lado, faz com que um incremento no valor do PBF aumente somente o tempo alocado em lazer. Isto acontece porque agora o beneficiário alcança o mesmo nível de consumo presente — devido ao aumento no valor do PBF — e o mesmo nível de consumo futuro de antes — devido ao aumento em f' —, tal que sua utilidade é aumentada quando todo tempo “extra” é alocado em lazer.

É importante considerar dois casos extremos. O primeiro ocorre quando o salário é zero ($w = 0$). É fácil ver que a CPO do problema do beneficiário não possui solução interior neste caso. De fato, como o consumo presente não depende do esforço do trabalho — que é custoso — o beneficiário escolhe $t^* = 0$. Um aumento no benefício aumenta exclusivamente seu consumo presente, mas não afeta a alocação do tempo entre lazer e estudo. Outra possibilidade extrema ocorre quando o retorno da educação é zero: $f' = 0$, logo, $f'' = 0$. Novamente a CPO não possui solução interior. Como o consumo futuro é constante, tem-se a solução de canto $e^* = 0$. Neste caso, um aumento no valor do PBF faz com que diminua o tempo alocado ao trabalho e aumente somente aquele alocado ao lazer.

¹³As provas das proposições encontram-se no Apêndice A.

É possível conjecturar quais as condições necessárias para que um aumento no benefício do PBF diminua o tempo ótimo alocado em trabalho e estudo. Observe que, no modelo em questão, o PBF afeta apenas o consumo presente, tal que assume-se implicitamente que o beneficiário consome todo seu valor no período corrente — não há poupança. A hipótese de que o salário é gasto integralmente no presente é justificada pelo fato de que os beneficiários do PBF têm rendimentos baixos, o que torna a poupança, em geral, insignificante. Também devido a isto, o presente modelo teórico não inclui taxa de juros. Outra hipótese implícita é a de que no futuro o beneficiário estará fora do Programa. Se o PBF afetar seu consumo futuro, um incremento em seu valor fará com que o beneficiário possa atingir os mesmos níveis de consumo presente e futuro com um número menor de horas alocadas ao trabalho e à educação, respectivamente. Deste modo, sua utilidade pode aumentar ao diminuir as horas trabalhadas e estudadas e aumentar o lazer. Porém, uma limitação deste modelo é não incluir a interação entre membros da família quanto a alocação do tempo.

5. DADOS, AMOSTRAS E ESTRATÉGIA EMPÍRICA

Os dados utilizados para as estimações provêm do Censo Demográfico de 2010, disponibilizado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A identificação dos beneficiários do PBF é pela seguinte pergunta: “Em julho de 2010, tinha rendimento mensal habitual de Programa Social Bolsa Família ou Programa de Erradicação do Trabalho Infantil (PETI)?”¹⁴ Seguindo Cechin et al. (2015), é realizada a separação entre os beneficiários de cada um destes programas através das informações dos 2.966 municípios que em 2010 participavam do PETI, o fato de que não era permitido participar de ambos os programas simultaneamente e que os valores dos benefícios diferiam (com exceção do valor R\$200,00,¹⁵ no qual é utilizada a informação do número de filhos e idade destes para identificar os beneficiários). Para identificação mais acurada, também são desconsideradas as observações que, no ano em questão, participavam de outros programas sociais e que recebiam transferências de fontes como, por exemplo, poupança, aluguel, pensão e previdência privada.¹⁶

A escolha metodológica para esta avaliação não experimental é o PSM aliado ao algoritmo de Imbens (2015) para seleção das variáveis que determinam a probabilidade de que as observações pertençam às famílias beneficiárias do PBF. A proposta do PSM é comparar indivíduos expostos a uma intervenção (no caso, o PBF) com indivíduos não expostos, porém, similares em probabilidade de estarem expostos a tal intervenção. A hipótese central do PSM para a identificação dos impactos do Programa sobre a probabilidade de que os indivíduos sejam “nem-nem” é que todos os fatores que determinam a seleção ao Programa e que são correlacionados com a variável dependente de interesse são passíveis de observação. Logo, a comparação entre participantes e não participantes do Programa condicional à estas características permite a identificação de impactos. O PSM também requer sobreposição entre os grupos de tratados e controles em termos de probabilidade de participação no tratamento, sendo também necessário que as variáveis para o cálculo do escore de propensão sejam exógenas ao recebimento do Programa para que os coeficientes sejam consistentes.

¹⁴As famílias elegíveis ao PETI, em 2010, possuíam renda *per capita* entre R\$140,01 e $\frac{1}{2}$ salário mínimo e crianças e adolescentes de até 15 anos. No ano em questão, os valores transferidos correspondiam à R\$25,00 por filho para famílias da zona rural ou municípios com menos de 250.000 habitantes e R\$40,00 por filho para famílias da zona urbana ou municípios com 250.000 habitantes ou mais.

¹⁵Em 2010, as famílias beneficiárias do PBF em extrema pobreza que possuíam três filhos de até 15 anos e dois filhos com 16 ou 17 anos recebiam R\$200,00 em transferências do Programa (R\$66,00 em Benefício Variável, R\$66,00 em Benefício Variável Vinculado ao Adolescente e R\$68,00 em Benefício Básico). As famílias elegíveis ao PETI que residiam na zona rural ou cidade com menos de 250.000 habitantes que possuíam oito filhos também recebiam R\$200,00 em transferências deste programa social (R\$25,00 multiplicado por oito), bem como aquelas com cinco filhos da zona urbana ou cidade com 250.000 habitantes ou mais (R\$40,00 multiplicado por cinco).

¹⁶Respectivamente, variáveis V0658 e V0659 do Censo de 2010.



Na seleção de variáveis pelo algoritmo de Imbens (2015), procede-se consecutivamente com uma regressão logística e testes de razão de verossimilhança. Assim, na regressão logística, a variável de resposta é uma *dummy* que indica se o jovem pertence à família beneficiária do PBF e, separadamente, são incluídas nesta regressão as variáveis candidatas ao escore de propensão. Aquela com maior valor no teste de razão de verossimilhança é incluída de modo fixo na especificação e com as demais variáveis é efetuado este procedimento até os valores de corte para os testes, que correspondem à 1 para as variáveis lineares e 2,71 para as variáveis quadráticas e interações (Imbens, 2015). As variáveis lineares candidatas são: idade, número de crianças com mais de 5 anos na família, dummies de cor, gênero, estado civil, chefe de domicílio, zona de residência, baixa instrução, fundamental completo, médio completo e se há aposentado/pensionista no domicílio. Já as variáveis de renda *per capita ex-ante* ao PBF¹⁷ e dummies de estado são mantidas como pré-selecionadas quando consideradas observações de todo o Brasil, enquanto nas estimações para regiões a seleção das dummies de estado depende do que indica o algoritmo.

O escore de propensão calculado para cada indivíduo em pertencer a uma família beneficiária do PBF é dado pelo estimador $e(x)$. Este estimador tem por base o modelo de regressão logística e estimado por máxima verossimilhança. Formalmente:

$$\hat{e}(x | W, X) = \frac{\exp(h(x)' \hat{\gamma}_{ml}(W, X))}{1 + \exp(h(x)' \hat{\gamma}_{ml}(W, X))}, \quad (5)$$

onde o parâmetro desconhecido γ é estimado por máxima verossimilhança, $h(x)$ é uma função da série de variáveis escolhidas pelo algoritmo de Imbens (2015), X é a matriz de características observáveis e W é uma variável binária que assume valor 1 se a família recebe o tratamento.

Feita a seleção das variáveis, é preciso analisar se as covariadas estão equilibradas entre os grupos. Para tanto, é calculada a diferença normalizada entre médias, dada por

$$\Delta_{ct} = \frac{\bar{X}_t - \bar{X}_c}{\sqrt{\frac{S_t^2 + S_c^2}{2}}}, \quad (6)$$

e tal diferença é tida como admissível até o valor absoluto de 0,25 (Imbens & Wooldridge, 2009), sendo desejável o menor possível para que a diferença estimada entre o beneficiário e seu *match* seja dada principalmente pelo recebimento do tratamento. Também seguindo as recomendações de Imbens (2015), são descartadas observações com *propensity score* menores do que 0,1 e maiores do que 0,9 para aproximar as médias das covariadas entre os grupos. Além disso, são excluídos os estados que ficam sem ao menos uma observação para tratados ou controles após descartadas as observações com escores de propensão extremos.

Com base nos escores de propensão estimados, é efetuado o pareamento sem reposição entre as observações admitindo diferença de até 0,01 entre os escores, utilizando a técnica de pareamento do vizinho mais próximo com suporte comum. Então, na amostra final há o mesmo número de jovens nos grupos de tratados e controles. Após, realiza-se nova seleção de variáveis via algoritmo de Imbens (2015) para estimação do efeito do PBF sobre a variável de interesse.

¹⁷A renda *per capita ex-ante* ao PBF corresponde à renda *per capita* após descontado o valor *per capita* recebido em benefício do Programa. Justifica-se a utilização desta variável pelo fato de que possibilita melhor comparação entre os tratados e controles, além da identificação da classificação das famílias em termos de renda de elegibilidade ao PBF. Destaca-se que ocorreram casos em que o valor *per capita* recebido em benefício do PBF era superior a renda *per capita* da família. Entretanto, estas observações foram retiradas da amostra.

A estimação do *Average Treatment Effect on Treated* (ATT) é obtida pelo PSM:¹⁸

$$\hat{\tau}_{t,N} = \frac{1}{N_t} W_i \left(Y_i - \frac{1}{M} \sum_{j \in J_M(i)} Y_j \right), \quad (7)$$

sendo $N_t = \sum_{i=1}^N W_i$ o total de beneficiários da amostra, M é o número de *matches* e $J_M(i)$ é o conjunto de *matches* por indivíduo i . A variável dependente utilizada nesta análise empírica é binária, assumindo valor 1 para os indivíduos que não estudam e não trabalham e zero caso contrário (estuda e trabalha, ou apenas estuda, ou apenas trabalha).

A princípio, é estimado o ATT com amostras para o Brasil, separando por faixas etárias que não capturam efeitos diretos das condicionalidades do PBF, correspondentes à 18 a 23 anos, 24 a 29 anos e 18 a 29 anos, e por faixas de renda *per capita ex-ante* ao PBF. Assim, tem-se: renda *per capita* de até R\$70,00, entre R\$70,01 e R\$140,00, até R\$140,00, entre R\$140,01 e R\$280,00, e até R\$280,00. Também são realizadas estimações separando regiões e gêneros e, adicionalmente, estimações para adolescentes de 15 a 17 anos. Por fim, visando identificar os canais de transmissão de efeitos do Programa, é estimado o ATT para uma dummy que indica se o jovem estuda e outra dummy que indica se o jovem trabalha.

Porém, apesar da hipótese de independência condicional, é razoável que existam fatores não observáveis que afetem a probabilidade de participação no PBF e a probabilidade de que o indivíduo seja “nem-nem”. Inclusive, outra dificuldade é controlar por fatores anteriores ao Programa, de modo que não se capture nos controles efeitos do próprio recebimento do benefício. Portanto, é importante para a avaliação de impacto do PBF compreender se os resultados são consistentes. Um exemplo de viés de seleção em variáveis não observáveis é que indivíduos com maiores habilidades ou motivações podem ter maiores chances de estarem trabalhando e de buscarem a ajuda de programas sociais para trazer benefícios às suas famílias. Com isto, possuem simultaneamente maiores chances de participarem do mercado de trabalho, não serem da geração “nem-nem” e estarem cobertos por programas sociais como o PBF.

Uma forma de identificar se há viés de variáveis omitidas e o quanto estas influenciam a participação no PBF é via análise de limites, seguindo o que sugere Rosenbaum (2002). Como tanto a variável que indica o tratamento (pertencer à família beneficiária do PBF) quanto a variável de resultado (ser “nem-nem”) utilizadas são binárias, é conveniente empregar o teste estatístico de Mantel–Haenszel¹⁹ para os limites de Rosenbaum (Aakvik, 2001). Além disso, é relevante a aplicação deste teste pois tal foi desenvolvido para pareamento sem reposição.

A hipótese nula do teste de Mantel–Haenszel é que não há efeito do tratamento. Assim, este teste é limitado por duas distribuições conhecidas para $\Gamma > 1$, onde Q_{MH}^+ é o limite se o efeito do tratamento é superestimado, Q_{MH}^- caso subestimado, e Γ indica o grau de sensibilidade dos coeficientes estimados devido à diferença na razão de probabilidade de recebimento do tratamento referente a variáveis não observáveis. Este teste, portanto, evidencia se é preciso cuidado ao interpretar os resultados devido à sensibilidade destes a possíveis desvios da hipótese central do PSM.

6. RESULTADOS

Primeiramente, cabe analisar a diferença normalizada das médias das covariadas entre os grupos de tratados e controles. Tais resultados das amostras para o Brasil estão registrados nas tabelas B-1 e B-2 do Apêndice B e referem-se às primeiras e segundas seleções de variáveis pelo algoritmo de Imbens

¹⁸ Comando `teffects psmatch` do software Stata, o qual ao calcular o erro-padrão considera o fato de que os *propensity scores* foram estimados.

¹⁹ Comando `mhbounds` desenvolvido por Becker & Caliendo (2007) para o software Stata.



(2015), respectivamente. Desta forma, na Tabela B-1 têm-se amostras totais e na Tabela B-2 amostras contendo observações pareadas após exclusão daquelas com escores de propensão extremos. Analisando estas tabelas, fica claro que este procedimento é importante para que seja alcançado equilíbrio nas médias das covariadas. Em relação às estatísticas descritivas da variável “nem-nem”, reportadas na Tabela B-3, destaca-se que as médias observadas entre os grupos de tratados e controles são próximas, porém, levemente superiores entre os controles. Além disso, as amostras finais apresentam sobreposição satisfatória, como pode ser observado na Tabela B-4.

Na Tabela 1 estão as estimativas do ATT para o Brasil segundo faixas de renda *per capita* e de idade. Destes resultados, os coeficientes evidenciam que os jovens beneficiários do PBF têm probabilidade menor de serem “nem-nem” em relação aos seus pares dos grupos de controle, resultado que encontra respaldo no modelo teórico desenvolvido no presente trabalho. Ainda, dentre as faixas de renda *per capita* que caracterizam elegibilidade ao Programa, o efeito se mantém em maior magnitude para os jovens na situação de extrema pobreza. Destaca-se que o maior coeficiente estimado corresponde a $-6,98$ pontos percentuais (pp) na probabilidade de ser “nem-nem” para a amostra com jovens extremamente pobres de 24 a 29 anos.

A fim de explorar se este efeito se mantém para o desagregado das regiões, é estimado o ATT para as cinco regiões do Brasil. As estimativas reportadas na Tabela 2 apontam que, sobretudo nas regiões Norte, Nordeste e Sudeste, o PBF reduz a probabilidade de que os jovens sejam “nem-nem”. No entanto, para o Sul e Centro-Oeste o impacto observado varia de acordo com a faixa de renda *per capita* e idade consideradas. Deste modo, dados os resultados para as regiões Norte, Nordeste e Sudeste, a hipótese inicial de que a maior proporção de jovens “nem-nem” nestas regiões poderia derivar de um efeito adverso do Programa não é corroborada.

Em seguida, o objetivo é verificar qual o efeito do PBF na probabilidade de ser “nem-nem” de acordo com o gênero, o que pode ser observado na Tabela 3. Para ambos os gêneros pode-se notar a evidência de que ser beneficiário do Programa reduz a chance de que os jovens sejam “nem-nem”. Para os homens, destaca-se o resultado de $-8,97$ pp para aqueles com idade entre 24 e 29 anos e renda *per capita* de até R\$70,00. Além disso, todos os coeficientes estimados indicam que há um efeito maior sobre os homens beneficiários quando comparados aos seus *matches* do grupo que não recebe o tratamento do que para mulheres beneficiárias em relação a seus pares do grupo de controle.

Adicionalmente, são efetuadas as estimativas do ATT considerando adolescentes de 15 a 17 anos. Estes resultados estão registrados na Tabela 4, na qual são reportadas as estimativas para o Brasil,

Tabela 1. ATT: Probabilidade de ser “nem-nem” (Brasil).

Renda <i>per capita</i>	18 a 23 anos	24 a 29 anos	18 a 29 anos
Até R\$ 70,00	-0,0524*** (0,0012)	-0,0698*** (0,0011)	-0,0620*** (0,0008)
Observações	817867	864373	1687160
R\$ 70,01 a R\$ 140,00	-0,0405*** (0,0011)	-0,0273*** (0,0010)	-0,0297*** (0,0008)
Observações	929808	945153	1885541
Até R\$ 140,00	-0,0489*** (0,0008)	-0,0533*** (0,0008)	-0,0519*** (0,0005)
Observações	1767362	1831077	3617031
R\$ 140,01 a R\$ 280,00	-0,0596*** (0,0009)	-0,0437*** (0,0008)	-0,0516*** (0,0006)
Observações	1281184	1368301	2642576
Até R\$ 280,00	-0,0557*** (0,0006)	-0,0534*** (0,0006)	-0,0568*** (0,0004)
Observações	3098571	3243662	6363843

Nota: *p<0.10, **p<0.05, ***p<0.01. Erro-padrão robusto em parênteses.

Tabela 2. ATT: Probabilidade de ser “nem-nem” (regiões).

Renda per capita	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste
18 a 23 anos					
Até R\$ 70,00	-0,0856*** (0,0034)	-0,0450*** (0,0013)	-0,0524*** (0,0046)	0,0063 (0,0082)	0,0178*** (0,0067)
Observações	93513	625844	57989	18833	22797
R\$ 70,01 a R\$ 140,00	-0,0410*** (0,0031)	-0,0253*** (0,0013)	-0,0373*** (0,0029)	-0,0380*** (0,0055)	-0,0097 (0,0085)
Observações	114983	592784	150345	45960	17053
Até R\$ 140,00	-0,0644*** (0,0022)	-0,0466*** (0,0009)	-0,0497*** (0,0024)	-0,0246*** (0,0043)	0,0089* (0,0052)
Observações	211583	1236041	207588	66036	40570
24 a 29 anos					
Até R\$ 70,00	-0,0914*** (0,0031)	-0,0692*** (0,0013)	-0,0807*** (0,0039)	-0,0581*** (0,0069)	0,0174*** (0,0053)
Observações	110839	618985	70744	24216	34416
R\$ 70,01 a R\$ 140,00	-0,0241*** (0,0032)	-0,0223*** (0,0014)	-0,0272*** (0,0039)	-0,0143*** (0,0045)	-0,0696*** (0,0065)
Observações	136550	530255	185198	58325	29144
Até R\$ 140,00	-0,0557*** (0,0020)	-0,0540*** (0,0009)	-0,0411*** (0,0021)	-0,0349*** (0,0042)	-0,0143*** (0,0041)
Observações	249698	1161724	256481	84641	64642
18 a 29 anos					
Até R\$ 70,00	-0,0869*** (0,0023)	-0,0574*** (0,0009)	-0,0671*** (0,0030)	0,0035 (0,0054)	0,0151*** (0,0042)
Observações	204747	1254568	129391	43547	57431
R\$ 70,01 a R\$ 140,00	-0,0402*** (0,0021)	-0,0315*** (0,0010)	-0,0237*** (0,0018)	-0,0057* (0,0034)	-0,0379*** (0,0073)
Observações	253733	1127164	336006	105054	46828
Até R\$ 140,00	-0,0711*** (0,0015)	-0,0485*** (0,0007)	-0,0419*** (0,0016)	-0,0347*** (0,0028)	-0,0097*** (0,0032)
Observações	464770	2416898	464637	151458	105317

Nota: *p<0.10, **p<0.05, ***p<0.01. Erro-padrão robusto em parênteses.

regiões e Brasil distinguindo gênero. Como é razoável esperar em virtude da condicionalidade de vínculo escolar para esta faixa de idade, os resultados para o Brasil indicam que o PBF desempenha papel importante para reduzir a chance de que os adolescentes sejam “nem-nem”, com coeficientes relativamente superiores entre os extremamente pobres. Em relação às regiões do país, o efeito observado também segue neste sentido, com destaque para o coeficiente de -7,32pp para aqueles em situação de extrema pobreza da região Norte. Ainda, os coeficientes estimados são próximos em magnitude entre os gêneros.

Posto que o PBF reduz a chance de que os jovens sejam “nem-nem”, o exercício seguinte é verificar por qual canal está sendo transmitido este efeito, se via aumento da probabilidade de que estejam estudando, trabalhando ou ainda ambos. Nos resultados para o Brasil, registrados nas tabelas B-5 e B-6 no Apêndice B, é possível perceber que o efeito ocorre por ambos os canais. Primeiramente, se destaca que o modelo teórico previamente apresentado, apesar de acomodar a situação de redução da probabilidade de que os jovens beneficiários com idade entre 18 e 29 anos sejam “nem-nem”, não é capaz de explicar o fato de que o principal canal de transmissão deste efeito seja via aumento da probabilidade de que estejam trabalhando. De acordo com tal modelo, é razoável supor que, recebendo o benefício, a mesma cesta de consumo antes adquirida agora pode ser comprada com menor tempo dedicado ao trabalho, guiando ao aumento do tempo alocado para educação e lazer. Além disso, como na literatura há registro de externalidades positivas do Programa sobre membros de famílias beneficiárias que não são afetados pelas condicionalidades de cuidado com saúde (Shei, Costa, Reis & Ko, 2014), é

**Tabela 3.** ATT: Probabilidade de ser “nem-nem” (Brasil distinguindo gênero).

<i>Renda per capita</i>	18 a 23 anos	24 a 29 anos	18 a 29 anos
Homens			
Até R\$ 70,00	-0,0608*** (0,0017)	-0,0897*** (0,0016)	-0,0700*** (0,0012)
Observações	370061	363722	726660
R\$ 70,01 a R\$ 140,00	-0,0398*** (0,0014)	-0,0586*** (0,0013)	-0,0460*** (0,0010)
Observações	468736	418145	891963
Até R\$ 140,00	-0,0634*** (0,0011)	-0,0756*** (0,0010)	-0,0688*** (0,0008)
Observações	848913	785293	1644334
Mulheres			
Até R\$ 70,00	-0,0458*** (0,0016)	-0,0618*** (0,0014)	-0,0586*** (0,0011)
Observações	440611	507692	953209
R\$ 70,01 a R\$ 140,00	-0,0326*** (0,0016)	-0,0086*** (0,0014)	-0,0299*** (0,0011)
Observações	458747	522615	986730
Até R\$ 140,00	-0,0401*** (0,0011)	-0,0455*** (0,0010)	-0,0434*** (0,0007)
Observações	908115	1046868	1967708

Nota: *p<0.10, **p<0.05, ***p<0.01. Erro-padrão robusto em parênteses.

Tabela 4. ATT: Probabilidade de ser “nem-nem” (Brasil e regiões para idade entre 15 e 17 anos).

<i>Renda per capita</i>	Brasil	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste	Homens	Mulheres
Até R\$ 70,00	-0,0520*** (0,0009)	-0,0732*** (0,0024)	-0,0600*** (0,0012)	-0,0467*** (0,0030)	-0,0509*** (0,0058)	-0,0342*** (0,0051)	-0,0524*** (0,0013)	-0,0525*** (0,0014)
Observações	608722	89588	402897	65297	22840	24611	332794	273926
R\$ 70,01 a R\$ 140,00	-0,0366*** (0,0008)	-0,0330*** (0,0022)	-0,0321*** (0,0010)	-0,0340*** (0,0018)	-0,0155*** (0,0034)	-0,0333*** (0,0048)	-0,0297*** (0,0011)	-0,0295*** (0,0011)
Observações	833333	108979	460108	175445	59638	21140	444496	386680
Até R\$ 140,00	-0,0427*** (0,0006)	-0,0520*** (0,0016)	-0,0434*** (0,0008)	-0,0440*** (0,0015)	-0,0293*** (0,0027)	-0,0340*** (0,0033)	-0,0399*** (0,0009)	-0,0429*** (0,0008)
Observações	1457470	205230	868962	242414	84522	46867	786795	667578

Nota: *p<0.10, **p<0.05, ***p<0.01. Erro-padrão robusto em parênteses.

possível que o efeito observado sobre educação de jovens com idade superior a 18 anos também derive de uma externalidade positiva dado que os membros da família com até 17 anos precisam frequentar a escola. Uma evidência disto são estimativas de maior magnitude para os jovens da faixa de 18 a 23 anos em relação àqueles de 24 a 29 anos quanto à probabilidade de estarem estudando.

A evidência de que o PBF aumenta a probabilidade de que os jovens beneficiários com mais de 18 anos estejam trabalhando pode ser argumentada por uma expansão no padrão de consumo familiar que estimula a ampliação da oferta de trabalho para adquirir a nova cesta de consumo desejada. Outra fonte de argumentação segue na linha de Tavares (2010). Uma vez que o foco deste estudo é o efeito do Programa sobre jovens que não são afetados pelas suas condicionalidades, agora que a família é beneficiária e as crianças precisam frequentar a escola, torna-se necessário aumentar a oferta de trabalho dos adultos para complementar a renda que antes advinha do trabalho infantil. Também relacionada à condicionalidade de frequência escolar, outra possibilidade é que os membros adultos de famílias beneficiárias observam maior tempo disponível e aumentam sua oferta de trabalho agora que as crianças não precisam de monitoramento dos familiares enquanto estão na escola. Tavares (2010)

também aponta que este efeito pode derivar do fato de que os beneficiários buscam se desassociar, via aumento da oferta de trabalho, da visão de que são dependentes do Programa. Enfim, este resultado é respaldado pelo que foi previamente discutido: é fundamental investigar a relação existente entre trabalho adulto e trabalho infantil e quais são os efeitos do PBF sobre o trabalho infantil.

Na Tabela B-7 do Apêndice B estão os resultados da análise de sensibilidade dos limites de Rosenbaum para amostras com observações de todo o Brasil.²⁰ Nestes resultados, observa-se variabilidade na robustez à presença de variáveis não observáveis. Assim, para os jovens pobres de 18 a 23 anos, 24 a 29 anos, e todas as faixas de idade consideradas para renda *per capita* de até R\$ 140,00, há evidências de que os coeficientes obtidos são sensíveis ao viés de seleção em características não observáveis, pois não é rejeitada a hipótese nula do teste de Mantel–Haenszel para valores de Γ próximos de 1. Logo, para estas amostras pode-se questionar os coeficientes estimados quanto à diferença na razão de probabilidade de recebimento do tratamento devido às variáveis não observáveis. Em termos práticos, a interpretação do resultado para a amostra com jovens de 18 a 23 anos com renda *per capita* de até R\$ 70,00, por exemplo, indica que o coeficiente estimado é sensível quando há diferença de 20% na probabilidade de participação no PBF devido a características não observáveis. Já para as regiões é mais evidente a sensibilidade à seleção em não observáveis, especialmente no Sul e Centro-Oeste. Por fim, separando os gêneros, para as mulheres os valores críticos de Γ perdem significância em torno do fator de 1,15, indicando que os resultados para os homens são relativamente mais robustos.

7. CONCLUSÕES

O objetivo do presente trabalho foi verificar qual é a relação existente entre o PBF e a geração “nem-nem” para jovens de 18 a 29 anos. Para tanto, foram utilizados dados do Censo Demográfico de 2010 combinados com o método PSM e o algoritmo de seleção de variáveis de Imbens (2015). De acordo com os resultados obtidos, ser beneficiário do PBF implica em um efeito positivo ao reduzir as chances de que os jovens adultos sejam “nem-nem”, resultado que se mantém para quase todas as amostras e, em grande parte, em maior magnitude para os jovens na classificação de extrema pobreza. Também foi observado um efeito médio maior para os homens no que tange à redução da probabilidade de pertencerem à geração “nem-nem”.

Buscando identificar por qual canal o PBF atua sobre o fenômeno, foi estimado o efeito do Programa sobre educação e participação no mercado de trabalho. Os resultados desta análise apontaram para a existência de efeitos positivos do Programa sobre a probabilidade de que os jovens estejam estudando e estejam trabalhando, com efeitos superiores para a participação no mercado de trabalho. O primeiro canal encontra respaldo no modelo teórico desenvolvido, o qual aponta para aumento do tempo dedicado ao estudo caso a família seja beneficiária. Isto porque, com o recebimento do benefício, o mesmo nível de consumo pode ser obtido com menor tempo alocado ao trabalho, levando a um aumento do tempo alocado para estudo e lazer. Tal efeito também pode ser explicado por uma externalidade positiva do fato de membros da família com até 17 anos frequentarem a escola devido às condicionalidades do Programa.

Já o resultado sobre o mercado de trabalho encontra amparo em algumas pesquisas da literatura empírica que investigam os efeitos do PBF na oferta de trabalho de adultos, contudo, o modelo teórico do presente trabalho não acomoda esta situação. Seguindo os argumentos de Tavares (2010), tem-se que este efeito que pode derivar do aumento do tempo disponível para trabalhar, dado que as crianças e adolescentes estão estudando em virtude das condicionalidades do Programa. Ou ainda, trabalham para complementar a renda já que as crianças e adolescentes precisam reduzir sua oferta de trabalho para estudar. Além disso, Tavares (2010) aponta que os beneficiários podem mudar seu comportamento

²⁰As tabelas da análise de sensibilidade para regiões e gêneros podem ser solicitadas por e-mail.



com relação ao trabalho por visarem não sofrer do “estigma” de que sua renda seja atrelada apenas ao Programa.

Em posse dos resultados, fica evidente a relevância do PBF para os jovens de famílias beneficiárias. Porém, posto que nas amostras do presente estudo não foram separados os indivíduos segundo a posição na família, sugere-se que pesquisas futuras investiguem o efeito considerando apenas filhos, apenas pais e mães e amostras com pais e filhos, visando capturar o efeito de modo mais acurado especificamente sobre estes grupos. Ademais, modelos teóricos que tratem das decisões conjuntas entre os membros das famílias quanto à alocação de tempo devem ser desenvolvidos.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Aakvik, A. (2001). Bounding a matching estimator: The case of a Norwegian training program. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 63(1), 115–143.
- Amaral, E. F. L., Gonçalves, G. Q. & Weiss, C. (2014). The impact of Brazil's Bolsa Família Program on school attendance, age-grade discrepancy, and child labor, 2010. *Journal of Social Science for Policy Implications*, 2(1), 101–125.
- Amaral, E. F. L., & Monteiro, V. P. (2013). Avaliação de impacto das condicionalidades de educação do Programa Bolsa Família (2005 e 2009). *Revista Dados*, 56(3).
- Araújo, G. S., Ribeiro, R. & Neder, H. D. (2010). Impactos do Programa Bolsa Família sobre o trabalho de crianças e adolescentes residentes na Área urbana em 2006. *Revista Economia*, 11(4), 57–102.
- Becker, S. O., & Caliendo, M. (2007). Sensitivity analysis for average treatment effects. *The Stata Journal*, 7(1), 71–83.
- Camarano, A. A., & Kanso, S. (2012). O que estão fazendo os jovens que não estudam, não trabalham e não procuram trabalho? *Boletim do Mercado de Trabalho – Conjuntura e Análise*(53).
- Camargo, C. F., Curralero, C. R. B., Licio, E. C. & Mostafa, J. (2013). Perfil socioeconômico dos beneficiários do Programa Bolsa Família: O que o Cadastro Único revela? In T. Campello & M. C. Neri (Eds.), *Programa Bolsa Família: Uma década de inclusão e cidadania*. Brasília: IPEA.
- Cechin, L. A. W., Carraro, A., Ribeiro, F. G. & Fernandez, R. N. (2015). O impacto das regras do Programa Bolsa Família sobre a fecundidade das beneficiárias. *Revista Brasileira de Economia*, 69(3). Disponível em: <http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rbe/article/view/51541>
- Chitolina, L., Foguel, M. N. & Menezes-Filho, N. A. (2016). The impact of the expansion of the Bolsa Família Program on the time allocation of youths and their parents. *Revista Brasileira de Economia*, 70(2), 183–202. Disponível em: <http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rbe/article/view/48288>
- Coles, B., Hutton, S., Bradshaw, J., Craig, G., Godfrey, C. & Johnson, J. (2002, June). *Literature review of the costs of being “not in education, employment or training” at age 16–18* (Research Report N° RR347). Norwich: Department for Education and Skills. Disponível em: <https://www.york.ac.uk/inst/spru/pubs/pdf/RR347.pdf>
- De Brauw, A., Gilligan, D. O., Hoddinitt, J. & Roy, S. (2015a). Bolsa Família and household labor supply. *Economic Development and Cultural Change*, 63(3), 423–457.
- De Brauw, A., Gilligan, D. O., Hoddinitt, J. & Roy, S. (2015b). The impact of *Bolsa Família* on schooling. *World Development*, 70, 303–316. Disponível em: 10.1016/j.worlddev.2015.02.001
- Firpo, S., Pieri, R., Pedroso, E., Jr. & Souza, A. P. (2014). Evidence of eligibility manipulation for conditional cash transfer programs. *Economia*, 15(3), 243–260. doi: 10.1016/j.econ.2014.09.001
- Fiszbein, A., & Schady, N. (2009). *Conditional cash transfers: Reducing present and future poverty* [Policy Research Report]. Washington, DC: World Bank.

- Glewwe, P., & Kassouf, A. L. (2012). The impact of the Bolsa Escola/Família conditional cash transfer program on enrollment, dropout rates and grade promotion in Brazil. *Journal of Development Economics*, 97(2), 505–517. doi: 10.1016/j.jdeveco.2011.05.008
- IBGE – Coordenação de População e Indicadores Sociais. (2016). *Síntese dos indicadores sociais: Uma análise das condições de vida da população brasileira* [Estudos e Pesquisas: Informação Demográfica e Socioeconômica, n.36]. Rio de Janeiro: IBGE. Disponível em: <http://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv98965.pdf>
- ILO – International Labour Organization. (2014). *Global employment trends 2014: Risk of a jobless recovery?* Genebra.
- Imbens, G. W. (2015). Matching methods in practice: Three examples. *The Journal of Human Resources*, 50(2), 373–419.
- Imbens, G. W., & Wooldridge, J. M. (2009). Recent developments in the econometrics of program evaluation. *Journal of Economic Literature*, 47(1), 5–86.
- Mattos, E., & Ponczek, V. P. (2010). *O efeito do estigma sobre os beneficiários de programas de transferência no Brasil* (Textos para Discussão N° 226). FGV-EESP.
- Nascimento, A. R., & Kassouf, A. L. (2016). Impact of the conditional cash transfer Bolsa Família on the decisions of child labor: An analysis using PNAD Microdata. *Análise Econômica*, 66, 225–254.
- Rosenbaum, P. R. (2002). *Observational studies*. New York: Springer.
- Shei, A., Costa, F., Reis, M. G. & Ko, A. I. (2014). The impact of Brazil’s Bolsa Família conditional cash transfer program on children’s health care utilization and health outcomes. *BMC International Health and Human Rights*, 14(1).
- Soares, S., & Sátyro, N. (2010). O Programa Bolsa Família: Desenho institucional e as possibilidades futuras. In J. A. Castro & L. Modesto (Eds.), *Programa Bolsa Família 2003–2010: Avanços e desafios*. Brasília: IPEA.
- Souza, A. P. (2011). Políticas de distribuição de renda no Brasil e o Bolsa Família. In E. L. Bacha & S. Schwartzman (Eds.), *Brasil: A nova agenda social*. Rio de Janeiro: LTC.
- Tavares, P. A. (2010). Efeito do Programa Bolsa Família sobre a oferta de trabalho das mães. *Economia e Sociedade*, 19(3(40)), 613–635. Disponível em: <http://www.scielo.br/pdf/ecos/v19n3/08.pdf>
- Tillmann, E., & Comim, F. (2016). Os determinantes da decisão entre estudo e trabalho dos jovens no Brasil e a geração nem-nem. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 46(2). Disponível em: <http://ppe.ipea.gov.br/index.php/ppe/article/view/1629>
- UCL Institute of Health Equity. (2014). *Local action on health inequalities: Reducing the number of young people not in employment, education or training (NEET)* (P. H. England, Ed.).

APÊNDICE A. PROVA DAS PROPOSIÇÕES DO MODELO TEÓRICO

Prova da Proposição Proposition 1

Observe que

$$\begin{aligned}\frac{d^2U}{dt^2} &= U_{ll} + U_{tt} + U_{cc}w^2 < 0, \\ \frac{d^2U}{de^2} &= U_{ll} + U_{ee} + U_{cfc_f}(f')^2 + U_{c_f}f'' < 0, \\ \frac{d^2U}{de dt} &= U_{ll} < 0,\end{aligned}$$



para todo (t, e) onde usa-se o fato de que todas as derivadas parciais cruzadas de U são iguais a zero. Logo, é possível construir o hessiano de U :

$$\begin{aligned} |H| &= \begin{vmatrix} \frac{d^2U}{dt^2} & \frac{d^2U}{dt\,de} \\ \frac{d^2U}{de\,dt} & \frac{d^2U}{de^2} \end{vmatrix} \\ &= (U_{ll} + U_{tt} + U_{cc}w^2)(U_{ll} + U_{ee} + U_{c_f c_f}(f')^2 + U_{c_f} f'') - (U_{le})^2 \\ &= U_{ll}(U_{ee} + U_{c_f c_f}(f')^2 + U_{c_f} f'') + (U_{tt} + U_{cc}w^2)(U_{ll} + U_{ee} + U_{c_f c_f}(f')^2 + U_{c_f} f'') > 0 \end{aligned}$$

pois cada um dos termos da expressão é negativo. Portanto, U é estritamente côncava em (t, e) . \square

Prova da Proposição 2

Deve-se mostrar inicialmente que $\frac{dt^*}{dBF} < 0$ e $\frac{de^*}{dBF} > 0$. Para tanto, é feito um exercício padrão de estática comparativa. Começa-se por diferenciar a CPO com respeito a BF :

$$\begin{aligned} \frac{d^2U}{dt^2} \frac{dt^*}{dBF} + \frac{d^2U}{dt\,de} \frac{de^*}{dBF} + \frac{dU^2}{dt\,dBF} &= 0 \\ \frac{d^2U}{de\,dt} \frac{dt^*}{dBF} + \frac{d^2U}{de^2} \frac{de^*}{dBF} + \frac{dU^2}{de\,dBF} &= 0 \end{aligned}$$

Observe que pode-se escrever o sistema acima no seu formato matricial:

$$\begin{pmatrix} \frac{d^2U}{dt^2} & \frac{d^2U}{dt\,de} \\ \frac{d^2U}{de\,dt} & \frac{d^2U}{de^2} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} dt^* \\ de^* \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -\frac{dU^2}{dt\,dBF} \\ -\frac{dU^2}{de\,dBF} \end{pmatrix},$$

logo, a Regra de Cramer pode ser aplicada para mostrar que

$$\begin{aligned} \frac{dt^*}{dBF} &= \frac{\begin{vmatrix} -\frac{dU^2}{dt\,dBF} & \frac{d^2U}{dt\,de} \\ -\frac{dU^2}{de\,dBF} & \frac{d^2U}{de^2} \end{vmatrix}}{|H|} \\ \frac{de^*}{dBF} &= \frac{\begin{vmatrix} \frac{d^2U}{dt^2} & -\frac{dU^2}{dt\,dBF} \\ \frac{d^2U}{de\,dt} & -\frac{dU^2}{de\,dBF} \end{vmatrix}}{|H|} \end{aligned}$$

Deve-se agora calcular as derivadas que envolvem BF nas duas expressões acima:

$$\frac{dU^2}{dt\,dBF} = U_{cc}w \quad \text{e} \quad \frac{dU^2}{de\,dBF} = 0,$$

onde é utilizado o fato de que todas as derivadas parciais cruzadas de U são iguais a zero.

Substituindo:

$$\frac{dt^*}{dBF} = \frac{-U_{cc}w(U_{ll} + U_{ee} + U_{c_f c_f}(f')^2 + U_{c_f} f'')}{|H|} < 0 \tag{A-1}$$

$$\frac{de^*}{dBF} = \frac{U_{cc}U_{ll}w}{|H|} > 0 \tag{A-2}$$

onde usa-se os fatos de que todas as derivadas parciais próprias de segunda ordem são negativas e de que o hessiano de U é uma matriz negativa definida.

Agora, cabe provar que $\left| \frac{dI^*}{dB} \right| > \frac{de^*}{dB}$. Para tal, como (A-1) e (A-2) possuem o mesmo denominador positivo, basta verificar que

$$U_{cc}w(U_{ll} + U_{ee} + U_{c_f c_f}(f')^2 + U_{c_f}f'') - U_{cc}U_{ll}w > 0, \quad (\text{A-3})$$

$$U_{cc}w(U_{ee} + U_{c_f c_f}(f')^2 + U_{c_f}f'') > 0, \quad (\text{A-4})$$

pois os dois termos do produto são negativos. Desta forma, como a queda do tempo alocado ao trabalho é maior que o aumento no tempo alocado em estudo, aumenta o tempo dedicado ao lazer. \square

Prova da Proposição 3

O impacto de variações no valor do PBF sobre o lazer foi obtido na Prova da Proposição 2, através da expressão (A-4). Denote tal impacto por I . Então,

$$\frac{\partial I}{\partial w} = U_{cc}(U_{ee} + U_{c_f c_f}(f')^2 + U_{c_f}f'') > 0$$

$$\frac{\partial I}{\partial (f')} = 2U_{cc}U_{c_f c_f}f' > 0 \quad \square$$



APÊNDICE B. TABELAS

Tabela B-1. Diferença normalizada das covariadas para amostras totais (Brasil).

15 a 17 anos		18 a 23 anos		24 a 29 anos		18 a 29 anos	
Renda <i>p.c.</i>	0,2091	Renda <i>p.c.</i>	0,2834	Renda <i>p.c.</i>	0,2457	Renda <i>p.c.</i>	0,2656
Casado	-0,2858	Crianças	0,3378	Casado	0,2753	Crianças	0,2722
Crianças	0,2717	Urbana	-0,2122	Crianças	0,2084	Casado	0,1208
Urbana	-0,1882	Apos./Pens.	-0,0714	Urbana	-0,1999	Urbana	-0,2046
Apos./Pens.	-0,0832	Médio	-0,0969	Sexo	-0,0738	Apos./Pens.	-0,1019
Idade	-0,1028	Chefe dom.	-0,0921	Médio	-0,1784	Idade	0,1093
Chefe dom.	-0,1204	Idade	-0,0189	Apos./Pens.	-0,1275	Médio	-0,1383
Médio	-0,0569	Branco	-0,1057	Baixa inst.	0,2023	Sexo	-0,0051
Fundamental	-0,0026	Fundamental	0,0280	Fundamental	-0,0160	Branco	-0,1094
Sexo	0,0944	Baixa inst.	0,0660	Idade	0,0882	Baixa inst.	0,1425
Branco	-0,0737	Sexo	0,0660	Chefe dom.	0,0461	Fundamental	-0,0036
Baixa inst.	0,0262	Casado	-0,0911	Branco	-0,1161	Chefe dom.	0,0135
(Renda <i>p.c.</i>) ²	0,1166	(Crianças) ²	0,2348	(Renda <i>p.c.</i>) ²	0,1683	(Crianças) ²	0,1611
(Crianças) ²	0,1909	(Renda <i>p.c.</i>) ²	0,1948	(Crianças) ²	0,0917	(Renda <i>p.c.</i>) ²	0,1832
Crianças x Casado	-0,2490	Idade x Casado	-0,0768	Crianças x Sexo	0,0095	Idade x Casado	0,1548
Renda <i>p.c.</i> x Urbana	0,0391	Renda <i>p.c.</i> x Urbana	0,1056	Renda <i>p.c.</i> x Urbana	0,1055	Renda <i>p.c.</i> x Urbana	0,1076
Idade x Crianças	0,2623	Idade x Sexo	0,0580	Renda <i>p.c.</i> x Apos./Pens.	-0,0494	Crianças x Sexo	0,0947
Crianças x Urbana	-0,0376	Renda <i>p.c.</i> x Médio	0,0794	Idade x Casado	0,2817	Idade x Crianças	0,2889
Renda <i>p.c.</i> x Branco	0,0511	Renda <i>p.c.</i> x Apos./Pens.	0,0221	Crianças x Médio	-0,1077	Renda <i>p.c.</i> x Apos./Pens.	-0,0153
Crianças x Sexo	0,1412	Crianças x Casado	-0,0098	Renda <i>p.c.</i> x Branco	0,0665	Idade x Sexo	-0,0022
Renda <i>p.c.</i> x Baixa inst.	0,1213	Crianças x Baixa inst.	0,1645	Renda <i>p.c.</i> x Crianças	0,2531	Crianças x Baixa inst.	0,1980
Idade x Casado	-0,2850	Crianças x Sexo	0,1790	Crianças x Chefe dom.	0,1186	Idade x Baixa inst.	0,1651
Crianças x Apos./Pens.	-0,0137	Renda <i>p.c.</i> x Branco	0,0812	Idade x Crianças	0,2173	Renda <i>p.c.</i> x Médio	0,0403
Renda <i>p.c.</i> x Crianças	0,2504	Renda <i>p.c.</i> x Casado	0,0464	Crianças x Casado	0,3336	Crianças x Casado	0,2050
Renda <i>p.c.</i> x Fundamental	0,0998	Idade x Chefe dom.	-0,0856	Renda <i>p.c.</i> x Médio	0,0018	(Idade) ²	0,1127
Renda <i>p.c.</i> x Idade	0,2045	Crianças x Fundamental	0,1266	Idade x Sexo	0,0827	Idade x Chefe dom.	0,0306
Idade x Médio	-0,0566	Idade x Baixa inst.	0,0685	Renda <i>p.c.</i> x Chefe dom.	0,1319	Renda <i>p.c.</i> x Branco	0,0750
Crianças x Branco	0,0081	Renda <i>p.c.</i> x Chefe dom.	0,0070	Crianças x Baixa inst.	0,2239	Renda <i>p.c.</i> x Chefe dom.	0,0992
Renda <i>p.c.</i> x Casado	-0,1527	Renda <i>p.c.</i> x Sexo	0,1825	Crianças x Fundamental	0,0245	Crianças x Fundamental	0,0701
Crianças x Fundamental	0,0785	Idade x Crianças	0,3323	Renda <i>p.c.</i> x Casado	0,2940	Renda <i>p.c.</i> x Sexo	0,1311
Renda <i>p.c.</i> x Apos./Pens.	-0,0139	Crianças x Apos./Pens.	0,0192	Idade x Baixa inst.	0,2084	Crianças x Médio	-0,0481
Idade x Fundamental	-0,0050	Crianças x Urbana	-0,0063	(Idade) ²	0,0879	Idade x Apos./Pens.	-0,0994
Renda <i>p.c.</i> x Sexo	0,1418	Renda <i>p.c.</i> x Idade	0,2789	Idade x Chefe dom.	0,0504	Crianças x Chefe dom.	0,0841
Idade x Sexo	0,0905	Crianças x Branco	0,0125	Crianças x Branco	-0,0372	Renda <i>p.c.</i> x Crianças	0,2926
Idade x Urbana	-0,1942	Renda <i>p.c.</i> x Fundamental	0,1272	Renda <i>p.c.</i> x Baixa inst.	0,2217	Crianças x Branco	-0,0117
Renda <i>p.c.</i> x Chefe dom.	-0,0539	Renda <i>p.c.</i> x Baixa inst.	0,1609	Renda <i>p.c.</i> x Fundamental	0,0684	Renda <i>p.c.</i> x Idade	0,2721
Idade x Chefe dom.	-0,1209	Idade x Apos./Pens.	-0,0729	Crianças x Urbana	-0,0545	Idade x Fundamental	0,0012
Crianças x Chefe dom.	-0,0876	(Idade) ²	-0,0173	Idade x Urbana	-0,1927	Idade x Médio	-0,1359
Idade x Branco	-0,0773	Crianças x Chefe dom.	-0,0287	Idade x Sexo	-0,0686	Crianças x Apos./Pens.	-0,0267
(Idade) ²	-0,1028	Idade x Branco	-0,1068	Idade x Apos./Pens.	-0,1261	Crianças x Urbana	-0,0299
		Renda <i>p.c.</i> x Crianças	0,3329	Crianças x Apos./Pens.	-0,0716	Idade x Urbana	-0,1802
		N crianças x Médio	0,0087	Idade x Branco	-0,1122	Idade x Branco	-0,0982
		Idade x Fundamental	0,0251	Renda <i>p.c.</i> x Idade	0,2496	Renda <i>p.c.</i> x Fundamental	0,0924
		Idade x Médio	-0,0987			Renda <i>p.c.</i> x Baixa inst.	0,1995
Observações	317063	Observações	481720	Observações	434136	Observações	915856

Nota: A ordem das variáveis corresponde à primeira seleção de variáveis pelo algoritmo de Imbens (2015), com amostras antes da exclusão de observações com escores de propensão extremos. Outros controles são dummies de estados. Amostras para renda per capita *ex-ante* ao PBF de até R\$ 140,00.

Tabela B-2. Diferença normalizada das covariadas com observações pareadas (Brasil).

15 a 17 anos		18 a 23 anos		24 a 29 anos		18 a 29 anos	
Renda <i>p.c.</i>	-0,0180	Renda <i>p.c.</i>	-0,0069	Renda <i>p.c.</i>	0,0044	Renda <i>p.c.</i>	-0,0026
Urbana	0,0087	Casado	-0,0369	Crianças	0,0207	Crianças	0,0202
Apos./Pens.	-0,0370	Urbana	0,0181	Casado	0,0245	Apos./Pens.	-0,0361
Crianças	0,0121	Apos./Pens.	-0,0376	Apos./Pens.	-0,0379	Urbana	0,0243
Casado	-0,0222	Crianças	0,0210	Urbana	0,0281	Branco	0,0145
Fundamental	0,0237	Baixa inst.	-0,0306	Branco	0,0199	Baixa inst.	-0,0211
Chefe dom.	-0,0160	Chefe dom.	-0,0242	Idade	0,0135	Sexo	0,0021
Branco	0,0085	Sexo	0,0118	Médio	0,0117	Chefe dom.	-0,0080
Sexo	-0,0124	Idade	-0,0239	Baixa inst.	-0,0148	Casado	-0,0072
(Renda <i>p.c.</i>) ²	-0,0253	Branco	0,0128	Fundamental	0,0058	Fundamental	0,0086
(Crianças) ²	0,0077	Médio	0,0227	(Renda <i>p.c.</i>) ²	-0,0051	Idade	-0,0056
Renda <i>p.c.</i> x Branco	-0,0072	(Renda <i>p.c.</i>) ²	-0,0108	(Crianças) ²	0,0109	Médio	0,0163
Renda <i>p.c.</i> x Urbana	-0,0127	Idade x Casado	-0,0359	Renda <i>p.c.</i> x Baixa inst.	0,0028	(Renda <i>p.c.</i>) ²	-0,0091
Renda <i>p.c.</i> x Crianças	-0,0049	Renda <i>p.c.</i> x Branco	-0,0009	Renda <i>p.c.</i> x Branco	0,0072	Idade x Casado	-0,0029
Renda <i>p.c.</i> x Sexo	-0,0163	Renda <i>p.c.</i> x Médio	0,0042	Renda <i>p.c.</i> x Crianças	0,0119	(Crianças) ² x Idade	0,0124
Crianças x Sexo	-0,0060	(Crianças) ²	0,0144	Crianças x Urbana	0,0309	Renda <i>p.c.</i> x Branco	0,0010
Crianças x Chefe dom.	-0,0102	Idade x Crianças	0,0171	Renda <i>p.c.</i> x Urbana	0,0057	Renda <i>p.c.</i> x Baixa inst.	-0,0067
Renda <i>p.c.</i> x Apos./Pens.	-0,0347	Renda <i>p.c.</i> x Apos./Pens.	-0,0283	Renda <i>p.c.</i> x Apos./Pens.	-0,0233	Renda <i>p.c.</i> x Crianças	0,0080
Renda <i>p.c.</i> x Baixa inst.	-0,0243	Renda <i>p.c.</i> x Idade	-0,0091	Renda <i>p.c.</i> x Casado	0,0185	Renda <i>p.c.</i> x Idade	-0,0024
Idade x Branco	0,0082	Renda <i>p.c.</i> x Crianças	0,0051	Crianças x Branco	0,0198	Renda <i>p.c.</i> x Fundamental	0,0041
Crianças x Baixa inst.	-0,0165	Renda <i>p.c.</i> x Baixa inst.	-0,0163	Idade x Casado	0,0262	Renda <i>p.c.</i> x Médio	0,0008
(Idade) ²	0,0001	Idade x Baixa inst.	-0,0318	Crianças x Baixa inst.	-0,0017	Crianças x Urbana	0,0274
Idade x Crianças	0,0116	Renda <i>p.c.</i> x Chefe dom.	-0,0176	Crianças x Apos./Pens.	-0,0322	Renda <i>p.c.</i> x Sexo	-0,0039
Renda <i>p.c.</i> x Idade	-0,0183	Renda <i>p.c.</i> x Sexo	0,0018	Renda <i>p.c.</i> x Fundamental	0,0024	Idade x Crianças	0,0189
Idade x Fundamental	0,0234	Crianças x Branco	0,0137	Renda <i>p.c.</i> x Médio	-0,0007	Idade x Chefe dom.	-0,0062
Crianças x Médio	0,0021	Crianças x Casado	-0,0335	Renda <i>p.c.</i> x Sexo	-0,0061	Renda <i>p.c.</i> x Apos./Pens.	-0,0252
Idade x Médio	0,0050	Crianças x Urbana	0,0223	Idade x Sexo	-0,0027	Idade x Médio	0,0144
Renda <i>p.c.</i> x Fundamental	0,0074	Idade x Apos./Pens.	-0,0385	Crianças x Sexo	-0,0014	Crianças x Branco	0,0155
Idade x Chefe dom.	-0,0162	Renda <i>p.c.</i> x Casado	-0,0243	Idade x Fundamental	0,0064	Renda <i>p.c.</i> x Chefe dom.	-0,0055
Renda <i>p.c.</i> x Chefe dom.	-0,0118	Crianças x Chefe dom.	-0,0200	Crianças x Casado	0,0353	Idade x Sexo	0,0004
Idade x Baixa inst.	-0,0268	Crianças x Fundamental	0,0190	Crianças x Chefe dom.	0,0097	Idade x Fundamental	0,0075
Idade x Apos./Pens.	-0,0370	Idade x Médio	0,0217	Renda <i>p.c.</i> x Chefe dom.	0,0027	Idade x Baixa inst.	-0,0195
Idade x Casado	-0,0221			Renda <i>p.c.</i> x Idade	0,0053	Renda <i>p.c.</i> x Urbana	0,0048
				Idade x Crianças	0,0225	Crianças x Sexo	0,0056
						Crianças x Médio	0,0168
						Crianças x Apos./Pens.	-0,0295
						Crianças x Chefe dom.	-0,0020
						Idade x Urbana	0,0235
						Crianças x Casado	0,0025
Observações	207582	Observações	258762	Observações	262998	Observações	524188

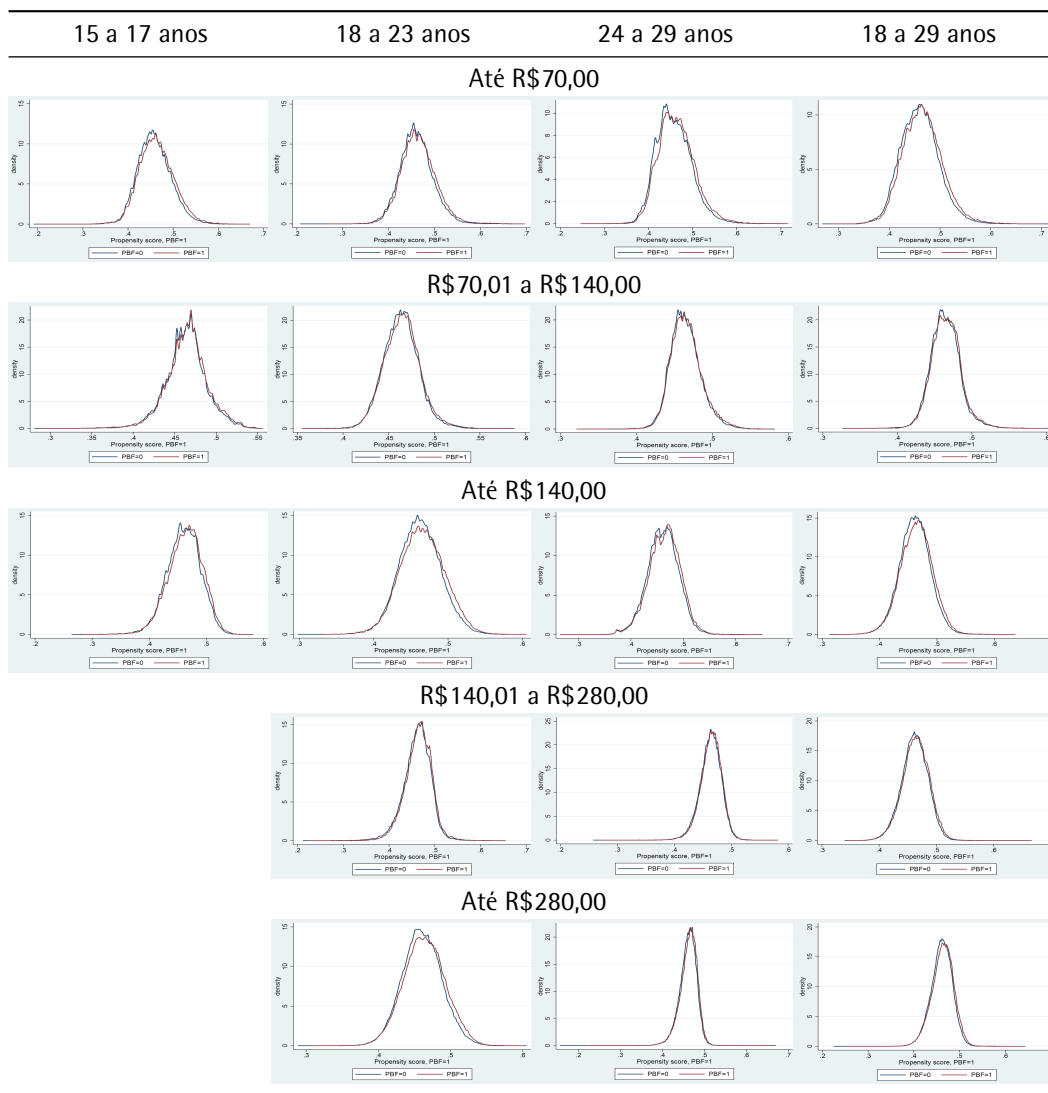
Nota: A ordem das variáveis corresponde à segunda seleção de variáveis pelo algoritmo de Imbens (2015), com amostras contendo apenas observações pareadas após exclusão daquelas com escores de propensão extremos. Logo, são as variáveis utilizadas para estimação do ATT. Outros controles são dummies de estados. Amostras para renda per capita *ex-ante* ao PBF de até R\$ 140,00.

**Tabela B-3.** Estatísticas descritivas da variável “nem-nem” com observações pareadas (Brasil).

<i>Renda per capita</i>	Beneficiário do PBF			Não é beneficiário do PBF		
	Obs.	Média	Desvio Padrão	Obs.	Média	Desvio Padrão
15 a 17 anos						
Até R\$ 70,00	279635	0,1060418	0,3078917	329087	0,1664545	0,3724887
R\$ 70,01 a R\$ 140,00	385730	0,0933814	0,2909665	447603	0,1321148	0,338616
Até R\$ 140,00	670780	0,0986642	0,2982109	786690	0,1478587	0,3549601
18 a 23 anos						
Até R\$ 70,00	377553	0,4677118	0,498957	440314	0,5170833	0,4997086
R\$ 70,01 a R\$ 140,00	431020	0,3805438	0,4855211	498788	0,4245491	0,4942749
Até R\$ 140,00	818422	0,4215796	0,4938122	948940	0,4683942	0,4990003
R\$ 140,01 a R\$ 280,00	590768	0,2818788	0,449915	690416	0,3412624	0,4741336
Até R\$ 280,00	1427762	0,3664728	0,4818409	1670809	0,4202808	0,4936041
24 a 29 anos						
Até R\$ 70,00	397272	0,526906	0,4992762	467101	0,6065005	0,4885265
R\$ 70,01 a R\$ 140,00	439431	0,4106356	0,4919497	505722	0,447224	0,4972074
Até R\$ 140,00	845550	0,4688132	0,4990267	985527	0,5240374	0,4994221
R\$ 140,01 a R\$ 280,00	633543	0,3128564	0,4636568	734758	0,3577287	0,479332
Até R\$ 280,00	1496273	0,4050805	0,4909078	1747389	0,4587753	0,4982978
18 a 29 anos						
Até R\$ 70,00	778507	0,4982062	0,4999971	908653	0,5622564	0,4961093
R\$ 70,01 a R\$ 140,00	875852	0,3965807	0,4891878	1009689	0,4367474	0,4959832
Até R\$ 140,00	1671418	0,4457897	0,4970527	1945613	0,4983303	0,4999973
R\$ 140,01 a R\$ 280,00	1220286	0,2988652	0,4577608	1422290	0,3511886	0,4773419
Até R\$ 280,00	2933632	0,3873444	0,4871435	3430211	0,4407362	0,4964754

Nota: Foram utilizados os pesos do Censo de 2010 para obter as estatísticas descritivas.

Tabela B-4. Verificação da hipótese de sobreposição com observações pareadas (Brasil).



**Tabela B-5.** ATT: Probabilidade de estar estudando (Brasil).

<i>Renda per capita</i>	15 a 17 anos	18 a 23 anos	24 a 29 anos	18 a 29 anos
Até R\$ 70,00	0,0539*** (0,0010)	0,0174*** (0,0010)	0,0060*** (0,0007)	0,0120*** (0,0006)
Observações	608722	817867	864373	1687160
R\$ 70,01 a R\$ 140,00	0,0458*** (0,0009)	0,0124*** (0,0010)	0,0048*** (0,0007)	0,0112*** (0,0006)
Observações	833333	929808	945153	1885541
Até R\$ 140,00	0,0475*** (0,0007)	0,0172*** (0,0007)	0,0064*** (0,0005)	0,0123*** (0,0004)
Observações	1457470	1767362	1831077	3617031
R\$ 140,01 a R\$ 280,00	-	-0,0034*** (0,0009)	0,0038*** (0,0005)	0,0021*** (0,0005)
Observações		1281184	1368301	2642576
Até R\$ 280,00	-	0,0096*** (0,0006)	0,0042*** (0,0004)	0,0070*** (0,0003)
Observações		3098571	3243662	6363843

Nota: *p<0.10, **p<0.05, ***p<0.01. Erro-padrão robusto em parênteses

Tabela B-6. ATT: Probabilidade de estar trabalhando (Brasil).

<i>Renda per capita</i>	15 a 17 anos	18 a 23 anos	24 a 29 anos	18 a 29 anos
Até R\$ 70,00	0,0344*** (0,0011)	0,0493*** (0,0011)	0,0750*** (0,0010)	0,0641*** (0,0007)
Observações	608722	817867	864373	1687160
R\$ 70,01 a R\$ 140,00	-0,0069*** (0,0010)	0,0442*** (0,0011)	0,0277*** (0,0010)	0,0258*** (0,0008)
Observações	833333	929808	945153	1885541
Até R\$ 140,00	0,0174*** (0,0007)	0,0482*** (0,0008)	0,0575*** (0,0007)	0,0526*** (0,0005)
Observações	1457470	1767362	1831077	3617031
R\$ 140,01 a R\$ 280,00	-	0,0858*** (0,0009)	0,0478*** (0,0008)	0,0649*** (0,0006)
Observações		1281184	1368301	2642576
Até R\$ 280,00	-	0,0663*** (0,0006)	0,0579*** (0,0006)	0,0646*** (0,0004)
Observações		3098571	3243662	6363843

Nota: *p<0.10, **p<0.05, ***p<0.01. Erro-padrão robusto em parênteses.

Tabela B-7. Análise de sensibilidade para a variável “nem-nem” (Brasil).

Renda <i>per capita</i>	Γ	18 a 23 anos		24 a 29 anos		18 a 29 anos	
		p_mh+	p_mh-	p_mh+	p_mh-	p_mh+	p_mh-
Até R\$ 70,00	1	0	0	0	0	0	0
	1,05	0	0	0	0	0	0
	1,1	0	<0,0001	0	0	0	0
	1,15	0	0,0241	0	0	0	0
	1,2	0	0,0402	0	<0,0001	0	0,0001
	1,25	0	<0,0001	0	<0,0001	0	0,0681
	1,3	0	0	0	0,2239	0	<0,0001
	1,35	0	0	0	0,0049	0	0
R\$ 70,01 a R\$ 140,00	1	0	0	0	0	0	0
	1,05	0	0	0	<0,0001	0	0
	1,1	0	<0,0001	0	0,0001	0	0
	1,15	0	<0,0001	0	0,4086	0	0,0013
	1,2	0	0,2905	0	<0,0001	0	0,0090
	1,25	0	0,0011	0	<0,0001	0	<0,0001
Até R\$ 140,00	1	0	0	0	0	0	0
	1,05	0	0	0	0	0	0
	1,1	0	0	0	0	0	0
	1,15	0	<0,0001	0	<0,0001	0	0
	1,2	0	0,3821	0	0,1096	0	0,1626
	1,25	0	<0,0001	0	<0,0001	0	<0,0001
R\$ 140,01 a R\$ 280,00	1	0	0	0	0	0	0
	1,05	0	0	0	0	0	0
	1,1	0	0	0	0	0	0
	1,15	0	0	0	<0,0001	0	0
	1,2	0	0	0	0,0037	0	0
	1,25	0	<0,0001	0	0,0852	0	<0,0001
	1,3	0	0,0125	0	<0,0001	0	0,0901
	1,35	0	0,0863	0	0	0	<0,0001
	1,4	0	<0,0001	0	0	0	0
Até R\$ 280,00	1	0	0	0	0	0	0
	1,05	0	0	0	0	0	0
	1,1	0	0	0	0	0	0
	1,15	0	0	0	0	0	0
	1,2	0	<0,0001	0	0,0001	0	<0,0001
	1,25	0	0,1522	0	0,0009	0	0,0006
	1,3	0	<0,0001	0	0	0	0

Nota: p_mh+ é o nível de significância da hipótese de superestimação do efeito do tratamento e p_mh- o nível de significância da hipótese de subestimação do efeito do tratamento. Para $\Gamma=1$ não há viés de seleção decorrente das variáveis não observadas. Para os demais valores de Γ , p_mh+ e p_mh- mostram significância de 1% para os limites. Na tabela, foram omitidos os valores de Q_mh+ e Q_mh-.

