r b e

ISSN 1806-9134 (online)
DOI 10.5935/0034-7140.20180001
Revista Brasileira de Economia, **72**(1), 1–25

Corrupção Municipal e Efeitos do Alinhamento Político com o Governo Federal nas Eleições e nas Condenações*

Reginaldo Soares de Andrade†

Sumário: **1. Introdução; 2. Revisão da literatura; 3. Estratégia empírica; 4. Análise dos resultados; 5. Considerações finais e conclusão.**

Palavras-chave: **Corrupção, Eleições Municipais, Auditoria.**

Códigos JEL: **D7, D72, H83.**

O presente trabalho se propõe a investigar se a posição partidária do chefe do executivo municipal teria alguma influência na probabilidade de condenação em um processo motivado por desvios de recursos públicos. Foram utilizados dados relativos aos 851 municípios de Minas Gerais, entre os anos de 2000 a 2008. As informações foram obtidas a partir de diversas fontes oficiais e públicas, a exemplo dos tribunais de justiça, ministério público e tribunais de contas. Para estimativa dos modelos, foram utilizados o Modelo de Probabilidade Linear (MPL), o Probit e o Logit.

This paper intends to investigate whether the partisan position of mayor would have some influence on the probability of conviction in a process driven by diversion of public funds. Have been used data concerning to the 851 districts of Minas Gerais between 2000 and 2008. The information on convictions mayors were obtained by the author through several official and public sources, like the courts, public prosecution and courts of accounts. To estimate the models, we used the Linear Probability Model (MPL), Probit and Logit.

1. INTRODUÇÃO

A motivação do presente trabalho surgiu a partir de notícias do judiciário que informavam sobre a condenação de ex-prefeitos do norte de Minas Gerais. Naquela situação específica, tratava-se de cidades localizadas em região de extrema pobreza, com os piores indicadores de desenvolvimento do país.

Os ex-prefeitos foram condenados em razão de desvios de recursos que tinham por finalidade amenizar a situação de miséria vivida por aquelas comunidades. Os recursos desviados eram destinados às áreas de saúde e educação.

A partir desta situação, procurou-se investigar quais seriam as variáveis estruturais relativas ao município e às características dos gestores que estariam relacionadas a ocorrências de irregularidades e, de alguma forma, poderiam explicar o fenômeno.

*As opiniões expressas neste estudo são de responsabilidade exclusiva do autor, não expressando necessariamente a posição do TCU. Quaisquer erros ou omissões são de responsabilidade exclusiva do autor.

†Auditor do Tribunal de Contas da União (TCU) e Mestre em Economia do Setor Público pela Universidade de Brasília (UnB), Brasil. Email: reginaldosa@tcu.gov.br

Recebido em 30 de setembro de 2014
Aceitação final em 17 de julho de 2017

This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License.

De maneira mais específica, procura-se investigar se a filiação partidária do chefe do executivo municipal teria alguma relevância neste contexto. Ademais, em caso de investigação em razão de desvios de recursos públicos, caberia avaliar se haveria alguma diferença de tratamento entre prefeitos de posição ou oposição.

Dito de outro modo, o objetivo seria investigar os possíveis efeitos do alinhamento do prefeito com o partido de situação em um processo de investigação promovido por autoridades administrativas ou judiciais. Ou, alternativamente, sob outro ponto de vista, investigar se esta afinidade partidária reduziria as possibilidades do gestor vir a ser investigado ou condenado em processo decorrente de procedimento de auditoria ou denúncia.

A questão basilar a ser respondida seria, portanto, avaliar se o alinhamento político entre o prefeito do município e o partido do Presidente da República teria algum efeito na freqüência de ocorrências relativas a irregularidades e desvios de recursos públicos.

Tal verificação mostra-se válida por diversas razões. Ressalta-se que o governante poderá utilizar mecanismos para fragilizar a oposição e manter-se no poder. De igual modo, sobram incentivos para proteger os prefeitos alinhados politicamente com o governo central.

Esta afirmativa torna-se ainda mais válida considerando o atual contexto político da América Latina onde, após anos de domínio de partidos de orientação de esquerda, percebe-se uma nítida intenção destes grupos de manutenção no poder. O exemplo mais emblemático desta situação é representado pela Venezuela, sob a orientação político-ideológica do denominado bolivarianismo.

Alguns destes incentivos, conforme apontados na literatura, se materializam por meio das transferências voluntárias do governo central que, ao decidir pela distribuição dos recursos, privilegiam os aliados.

Com relação ao resultado dos trabalhos efetuados pela Controladoria-Geral da União (CGU), órgão de controle interno do Governo Federal, realiza-se breve avaliação quanto à possibilidade dos resultados das auditorias serem utilizadas intensivamente pelos candidatos durante a disputa eleitoral.

Ainda sobre os trabalhos da CGU, verifica-se que a possibilidade da seleção dos municípios a serem auditados possuir algum viés não pode ser descartada. Apesar do método mais conhecido de seleção basear-se em sorteio público, grande parte dos trabalhos do órgão de controle é realizado independentemente de sorteios, o que não afasta, portanto, a possibilidade de seleção e direcionamento das auditorias.

A este propósito, há diversas notícias de partidos de oposição que relatam suposta perseguição política por parte da CGU. Curioso que tal argumento dificilmente é utilizado ao tratarmos, por exemplo, de fiscalizações realizadas pelo Tribunal de Contas da União (TCU), órgão do Poder Legislativo e que, em tese, possui uma maior autonomia funcional.

Ao examinar questões marginais, o presente trabalho confirma constatações importantes presentes em outros trabalhos, com destaque para a menor probabilidade de reeleição para aqueles prefeitos envolvidos em casos de corrupção bem como em relação aos efeitos negativos da corrupção sobre a economia local.

Examina-se também a atuação do poder legislativo municipal, responsável pelo controle externo dos atos praticados pelo chefe do poder executivo. Ao exercer tal atribuição, a câmara de vereadores exerce papel decisivo na vida política do município.

No exercício deste poder, espera-se que o poder legislativo atue de maneira independente e imparcial. A possibilidade de captura do legislativo pelo poder executivo é uma variável que será examinada no presente trabalho. Com esse propósito, o presente trabalho está organizado conforme descrito a seguir. A segunda seção apresenta uma revisão da literatura acerca do fenômeno da corrupção visto sob o enfoque da economia.

São apresentadas as principais definições do problema e seus efeitos nas economias. Em particular, é feita uma breve investigação de um dos efeitos mais perversos do fenômeno: a relação perniciosa entre corrupção e pobreza.

Ainda na seção 2, sob o enfoque da Teoria dos Jogos, é apresentado um modelo matemático com o objetivo de avaliar a estrutura de decisão (*pay-off*) do agente (prefeito) quando se depara com a possibilidade de desviar ou não recursos.

A seção 3 apresenta a estratégia empírica adotada. Conforme será apresentado, foram utilizados dados relativos a 851 municípios mineiros entre os anos de 2000 a 2008. A investigação abrange, portanto, três eleições municipais.

O modelo utilizado para avaliar os efeitos das diversas variáveis de interesse foi o probit. Em relação ao modelo de probabilidade linear, apresenta a vantagem de avaliar de maneira mais precisa os efeitos marginais das variáveis de controle. Adicionalmente, são apresentados também os possíveis efeitos das variáveis de interesse sobre a possibilidade de reeleição dos incumbentes.

As seções 4 e 5 apresentam o exame dos resultados obtidos a partir dos modelos estimados.

Com relação à base de dados utilizada neste trabalho, esta foi elaborada pelo autor e possui características que a distinguem de trabalhos similares da literatura.

Constata-se que a maioria absoluta dos trabalhos sobre corrupção municipal se vale dos resultados da base de dados da CGU oriunda, principalmente, dos sorteios públicos. O principal problema ao utilizar esta base de dados consiste no fato de as irregularidades apontadas pela CGU não se referirem, exclusivamente, a desvios de recursos públicos.

Como diferencial, este trabalho utiliza base de dados que se refere a condenações efetivas decorrentes de processos judiciais ou administrativos, quando decorrente de tomada de contas especial julgada pelos tribunais de contas.

A principal diferença desta escolha consiste em tratarmos de condenações ocorridas após o devido processo legal. No caso das auditorias da CGU, o desfecho do processo é desconhecido. Deste modo, uma irregularidade apontada pelos auditores poderá ser desconstituída quando os gestores tiverem a oportunidade de apresentação de suas alegações de defesa.

Por estas razões, espera-se que o presente trabalho, ao utilizar de metodologia distinta da usual, contribua de alguma forma à literatura que trata da análise das causas e conseqüências da corrupção municipal no Brasil.

2. REVISÃO DA LITERATURA

2.1. Corrupção, desenvolvimento e pobreza

Diversos estudos indicaram o efeito pernicioso entre corrupção e desenvolvimento e suas implicações nos indicadores sociais. Mauro (1995) mostrou que se o nível de corrupção em Bangladesh fosse idêntico ao de Cingapura a taxa de crescimento anual da economia seria 1,8 ponto percentual mais alta, o que resultaria em um aumento de 50% na renda per capita daquele país.

A corrupção afeta o crescimento econômico de diversas formas. Dentre outros aspectos, é possível citar:

(i) Criação de incentivos à economia informal em razão da estrutura burocrática criada para extração de renda, o que promove um crescimento do setor empresarial de modo distorcido;
(ii) Baixos níveis de investimentos domésticos e estrangeiros;
(iii) Gastos públicos e investimentos desviados para fins espúrios;
(iv) Exagerada centralização das decisões governamentais;
(v) Captação da estrutura do estado por uma elite que, deste modo, consegue direcionar os gastos e investimentos públicos para satisfação de interesses restritos.

Os efeitos perversos do fenômeno da corrupção sobre os mais pobres decorrem, principalmente, da redução drástica dos investimentos em áreas essenciais como saneamento, saúde e educação.

Em estados corruptos, ocorrem desvios de investimentos em infraestrutura e serviços sociais, o que reduz as possibilidades das pessoas escaparem do nível de pobreza.

Gupta, Davoodi & Alonso-Terme (2002) mostraram que a corrupção aumenta a desigualdade de renda e os índices de pobreza em razão da menor taxa de crescimento, da regressividade dos impostos, baixo efetividade dos programas sociais e acesso desigual a educação.

Verifica-se também um efeito perverso que atinge as camadas sociais mais baixas da população: aumento da mortalidade infantil e redução da expectativa de vida (Kaufmann, Kraay & Zoido-Lobatón, 1999).

De acordo com estudos do Banco Mundial, a corrupção pode atuar como imposto regressivo Thomas et al. (2000). Cita-se o exemplo do Equador onde famílias pobres chegam a despender, em relação às famílias mais ricas, até três vezes mais em propinas com parte de sua renda para obter acesso aos serviços públicos.

De modo similar, estudo realizado no final dos anos 1990 (World Bank, 2000), mostrou que os funcionários públicos na América Latina possuem como características principais o envolvimento em atos corruptos e a ausência de meritocracia como critério para ocupação da função, além de discriminar os pobres por meio da limitação aos serviços públicos básicos.

Em contraste, verificou-se que naqueles órgãos com menores índices de corrupção e critérios de meritocracia estabelecidos, o acesso aos serviços básicos pelas camadas mais pobres era nitidamente superior.

Os mecanismos por meio dos quais os governos afetam a pobreza são vários e complexos e ainda não totalmente compreendidos. A Tabela 1 sugere alguns dos mecanismos por meio dos quais o fenômeno da corrupção, presente nos governos, funciona como mecanismo de disseminação e manutenção da pobreza.

Tabela 1. *Matriz-Síntese: corrupção e pobreza, causas e conseqüências.*

Causas	Conseqüências
Redução dos investimentos	Baixo acúmulo de capital humano
Burocracia exagerada	Obstáculos ao desenvolvimento do setor privado com redução da economia formal
Taxas regressivas decorrentes da propina	Acesso desigual aos serviços públicos de saúde, educação, justiça e captura do estado por uma elite
Redução dos gastos em educação e saúde	Comprometimento da qualidade dos serviços de educação e saúde

2.2. Corrupção sob o enfoque da Teoria dos Jogos

Albuquerque & Ramos (2006) apresentam um modelo matemático com o objetivo de avaliar a estrutura de decisão (pay-off) do prefeito quando se depara com a possibilidade de desviar ou não recursos.

O modelo apresentado parte da consideração que o gestor municipal monopolista recebe um salário w (maior que o salário de reserva, suposto igual a w_0) e tem a incumbência de intermediar a transferência de uma renda M do governo federal para os cidadãos municipais, podendo desviar recursos e reter uma parcela M_d para si.

Admite-se que a probabilidade de o governo federal investigar os municípios será dada pela função de distribuição acumulada $\varphi(M_d/M)$, onde $\varphi > 0$. Observe que, quanto maior o montante de recursos desviados, maior será a probabilidade de investigação. Tal hipótese é bastante razoável uma vez que, nesta situação, maior será o nível de descontentamento da população com o gestor, o que acarretaria maiores chances de auditoria ou investigações na prefeitura municipal em razão de denúncias ou outros mecanismos.

Ocorrendo a fiscalização do município, detectadas irregularidades e, conseqüentemente, a condenação do gestor por desvios, este será obrigado a reparar as perdas ao erário público, o que inclui a obrigação de efetuar o pagamento de uma multa proporcional ao valor desviado ρM_d, onde $\rho > 0$.[1]

Supondo gestor avesso ao risco, a sua estratégia consistirá em maximizar uma função de utilidade U que represente os benefícios esperados do desvio e os custos associados a esta atividade:[2]

$$\max \mathbb{E}[U] = \max \left\{ \left[1 - \varphi\left(\frac{M_d}{M}\right)\right] U(M_d + w) + \varphi\left(\frac{M_d}{M}\right) U(w_0 - \rho M_d) \right\}.$$

A condição de primeira ordem do problema (CPO) será

$$U'(M_d + w)\left[1 - \varphi\left(\frac{M_d}{M}\right)\right] = \varphi'\left(\frac{M_d}{M}\right)\frac{1}{M}\left[U(M_d + w) - U(w_0 - \rho M_d)\right] + \varphi\left(\frac{M_d}{M}\right) U'(w_0 - \rho M_d)\rho.$$

Ou seja, o indivíduo irá desviar recursos até o ponto em que o benefício esperado de um aumento marginal do desvio seja igual ao custo esperado desse mesmo aumento. O lado esquerdo da equação mostra o ganho de utilidade do indivíduo com um aumento da quantidade de recursos desviados do fundo público. O termo $\left[1 - \varphi(M_d/M)\right]$ no lado esquerdo representa a probabilidade do indivíduo auferir o ganho ou, de outra forma, a probabilidade de não ser apanhado na prática ilícita. Os custos esperados pelo aumento dos desvios estão representados do lado direito da equação. Ele mostra que o custo esperado de um aumento marginal da corrupção se dá, principalmente, através do aumento da probabilidade de ser fiscalizado e pelo aumento do tamanho da punição aplicada (ρM_d).

Considerando $M_d = f(w, w_0, M, \rho)$, Albuquerque & Ramos (2006) demonstram que $\partial M_d/\partial w \leq 0$ e $\partial M_d/\partial \rho \leq 0$.

Ou seja, os sinais encontrados indicam que a quantidade de recursos desviados (M_d) é negativamente correlacionada com os salários dos gestores e com a magnitude da punição imposta. É um resultado que confirma a constatação já exposta na seção anterior.

Uma última questão estaria relacionada à determinação do sinal de $\partial M_d/\partial M$, ou seja, haveria uma relação entre o montante de recursos transferidos aos municípios e a parcela desviada?

Para responder esta questão, Albuquerque & Ramos (2006) adicionam ao modelo as hipóteses adicionais relativas à função de utilidade do gestor avesso ao risco e à função de probabilidade de risco de investigação:

$$U(y) = \frac{y^{1-\theta}}{1-\theta} \qquad \text{e} \qquad \varphi\left(\frac{M_d}{M}\right) = \alpha\frac{M_d}{M}, \tag{1}$$

onde θ é o coeficiente de aversão relativa ao risco e $\alpha \in [0,1]$ é um parâmetro que representa esforço do governo federal para fiscalizar as transferências. Este coeficiente pode representar a capacidade operacional do governo em levar a efeito as investigações ou ainda a disposição relativa em procedê-las, ainda que haja um grande número de denúncias.

Com a introdução destas premissas, Albuquerque & Ramos (2006) mostram que o sinal de $\partial M_d/\partial M$ é positivo, ou seja, há um incremento nos valores desviados quando o montante de recursos é maior.

[1] De acordo com a Lei 8.443/92 (Lei Orgânica do Tribunal de Contas da União), em caso de débito, o valor da multa será, de no máximo, 100% do valor desviado. É o teor do Art. 57: "Quando o responsável for julgado em débito, poderá ainda o Tribunal aplicar-lhe multa de até cem por cento do valor atualizado do dano causado ao Erário."

[2] Supõe-se que o gestor otimize sobre uma função de utilidade quase côncava, com $U' \geq 0$ e $U'' \leq 0$.

Portanto, os prefeitos tendem a desviar uma quantidade maior de recursos quando se deparam com transferências mais volumosas.

Esta última constatação está de acordo com as conclusões de Brollo (2010). Segundo aqueles autores, um incremento nas transferências do governo federal em 10% aumentaria a incidência de corrupção, em sentido amplo, em cerca de 4,7 pontos percentuais (pp) enquanto que, considerando apenas situações definidas em um sentido mais estrito com relação à gravidade, o aumento resultante seria de 7,3 pp.

No âmbito deste trabalho, tentaremos mostrar que existe uma diferença significativa entre α relativo a gestores alinhados com o governo federal e um outro fator que seria aplicado àqueles gestores de partidos de oposição.

Diferente do trabalho citado, que se baseou exclusivamente em banco de dados construído pela CGU, a presente dissertação valeu-se de base de dados própria onde a ocorrência de condenação do gestor corrupto foi comprovada pela justiça ou pelos tribunais de contas.

Com relação à função de distribuição que representa a possibilidade de condenação φ, este trabalho utiliza modelo similar representado pela função probit.

No que se refere à constante α, uma forma de estimá-la seria por meio de amostra de fiscalizações realizadas pela CGU. Neste propósito, o objetivo seria verificar se existe alguma diferença significativa entre as fiscalizações decorrentes de sorteios públicos e outras auditorias discricionárias. Espera-se que α seja constante em ambas as situações.Trata-se de um tema que poderia ser objeto de futuros trabalhos.

2.3. Fiscalizações de municípios no Brasil — A base de dados da CGU

A base de dados utilizada em trabalhos que avaliam a ocorrência de corrupção em municípios brasileiros baseia-se, majoritariamente, nos resultados dos trabalhos da Controladoria-Geral da União (CGU) efetuados no âmbito do Programa de Fiscalização de Municípios Pequenos e Médios através de Sorteios Públicos. Este programa foi criado em 2003 dentro da CGU com o objetivo de aumentar a transparência e melhorar a gestão da administração pública brasileira.

O objetivo principal da realização do sorteio e o foco na fiscalização em pequenos municípios era o de obrigar servidores públicos e políticos a considerar, no processo decisório de cometimento de um ato ilícito, a probabilidade mais elevada de serem auditados o que, conseqüentemente, iria desestimular o cometimento da irregularidade (Gomes, 2013).

Com relação à fiscalização realizada pela CGU, os achados verificados pelos auditores referem-se, na maioria das vezes, a desconformidade documental e não a corrupção propriamente dita. Deste modo, uma irregularidade classificada como grave poderá ser saneada em uma fase posterior com a simples apresentação de prova documental ou esclarecimentos dos fatos.

Tal constatação é grave no que se refere à credibilidade da base de dados lastreada nos relatórios da CGU. Um achado classificado como grave poderá ser saneado e, portanto, ter a suspeita de prejuízo afastada. Ressalta-se que a crítica aqui apontada refere-se aos trabalhos que utilizaram os relatórios da CGU como base de dados e não aos trabalhos realizados por aquela instituição de controle.

Lopes (2011) aponta que as constatações dos auditores da CGU já deram subsídio à proposição de ações judiciais, em que prefeitos se dizem alvo de perseguição política. Apesar da ressalva, o autor pondera que, uma vez que os julgamentos ainda não foram concluídos, pode-se considerar as constatações das auditorias “praticamente” inquestionáveis.

Ainda de acordo com Lopes (2011), apesar de não haver nenhuma evidência nesse sentido, algum tipo de ingerência política poderia ocorrer no desenho da fiscalização da CGU, após o sorteio de um município. Considerando o fato de que o mecanismo de sorteios é inviolável, um prefeito poderia tentar influenciar a especificação das ordens de serviço a serem fiscalizadas no seu município, bem como o número de auditores que serão designados para a fiscalização.

A base de dados utilizada neste trabalho baseou-se, primordialmente, em notícias veiculadas pelo judiciário informando sobre condenações transitadas em julgado. Afasta-se, portanto, a hipótese de estarmos caracterizando, indevidamente, como corrupção, uma simples ocorrência de desconformidade documental ou ainda uma Tomada de Contas Especial na qual foi afastada a irregularidade após o devido processo.

Gomes (2013), em trabalho que teve por objetivo a avaliação da eficácia do programa de sorteios da CGU no que se refere à redução de irregularidades cometidas por municípios na execução de programas federais, concluiu que a fiscalização não resultou em impacto significativo no que se refere à redução das irregularidades. Uma possível explicação decorre do fato de a probabilidade de ser auditado pelo programa ser inexpressiva, além de ter ocorrido redução no número de sorteios realizados. Se, por exemplo, em 2003 a probabilidade de um município do Acre ser auditado era de 44%, em 2006 esta probabilidade reduziu-se para menos de 6%.

Conforme modelo apresentado, a probabilidade do agente ser punido deve ser grande o suficiente para superar os benefícios do agente, de modo que este não decida pelo cometimento da irregularidade.

A literatura relativa aos efeitos da corrupção em gestões municipais concentra-se principalmente no exame dos efeitos das irregularidades em variáveis econômicas como renda, educação e saúde.

Com relação aos efeitos da corrupção na sucessão eleitoral, a literatura majoritária aponta que a probabilidade de reeleição de prefeitos acusados de corrupção é menor enquanto que prefeitos no segundo mandato tendem a desviar mais recursos do que aqueles que ainda não foram reeleitos. Deste modo, Albuquerque & Ramos (2006) verificou que um prefeito no segundo mandato eleva o número esperado de irregularidades em 14,2%, quando se mantém as outras variáveis constantes.

Lopes (2011), citando os trabalhos de Ferraz, Finan & Moreira (2008), informa que, utilizando base de dados construída a partir dos relatórios de auditoria da CGU aqueles autores verificaram que os municípios em que casos de corrupção foram divulgados tiveram menores taxas de reeleição (a probabilidade de reeleição foi reduzida em sete pontos percentuais, indicando a clara relação de agência estabelecida entre eleitor e eleito, com o "principal" punindo o "agente-corrupto"), resultado este que foi mais significativo naqueles municípios que possuíam estações de rádio local.

Campos & Castelar (2013), entretanto, verificaram em seu trabalho que, comparados aos modelos que usam microdados, tais como os de Brollo (2010) e Ferraz et al. (2008), os resultados obtidos mostram-se compatíveis com aqueles, embora tenha se encontrado que o status da reeleição não influencia a classificação do município como de alta ou baixa tendência à corrupção, ao contrário do que afirmam Ferraz et al. (2008).

Durante o governo militar no Brasil e logo após o seu fim, tornou-se comum afirmar que os partidos de tradição de esquerda têm tendência a serem menos corruptos com relação aos de direita e centro. Conforme explica Campos & Castelar (2013), as razões dessa assertiva decorrem do fato de esses partidos terem sido ou serem oposição e denunciarem atos de corrupção, além de apresentarem em seus quadros pessoas cujas ações de lutas foram marcadas por atos em defesa pela igualdade de direito, distribuição de renda e pela moralidade de seus atos políticos. Contudo, os fatos atuais, em particular os reiterados escândalos de corrupção envolvendo figuras conhecidas de partidos supostamente de esquerda, põem em dúvida estas assertivas.

No que se refere à orientação do partido do chefe do executivo, os modelos estudados indicaram que não há uma correlação significativa entre a orientação do partido de situação e a ocorrência de irregularidades (Ferraz et al., 2008).

Segundo Campos & Castelar (2013), nas pesquisas já realizadas que consideraram essas variáveis, não há um consenso sobre os seus efeitos no nível de corrupção municipal. Além disso, o partido está contagiado por coligações que, normalmente, não estão fundamentadas em ideologias e diretrizes partidárias.

Campos & Castelar (2013) ao tratar de base de base de dados com 1.623 municípios, verificou que 923, ou seja, 56,93%, foram classificados como de tendência a alta corrupção, sendo os Estados do Maranhão, Bahia, Roraima e Alagoas os que apresentaram o maior número de municípios tipificados nessa categoria. Os Estados de São Paulo, Paraná, Minas Gerais e Rio Grande do Sul foram os que apresentaram menores números de municípios classificados como de alta tendência a corrupção.

As regiões Norte e Nordeste, em termos relativos, apresentaram a maior concentração de municípios classificados como de alta tendência à corrupção. De um total de 759 municípios fiscalizados, 569 foram classificados com alta tendência à corrupção. Portanto, as regiões menos desenvolvidas do país concentram um maior número de municípios classificados como de alta tendência à corrupção e os estados de maiores rendas detêm maior número de municípios de baixa tendência à corrupção.

O modelo apresentado por Campos & Castelar (2013) utilizando a função logit mostrou resultados estatisticamente significantes para as variáveis explicativas índice de desenvolvimento municipal, controle social, densidade demográfica, volume de transferência dos recursos/despesa orçamentária e limítrofe corrupto. Conclui os autores que os municípios que apresentam tendência alta à corrupção são aqueles que recebem muitas transferências de recursos, o controle social tem fraca atuação, têm baixo nível de desenvolvimento municipal, apresentam alta densidade demográfica e são vizinhos de municípios com problemas de corrupção.

2.4. Características estruturais dos municípios — Modelos econométricos

Lopes (2011) desenvolve um modelo econométrico com o objetivo de relacionar características estruturais dos municípios à ocorrência da corrupção. A base utilizada foi obtida a partir das fiscalizações efetuadas pela CGU e constituiu-se de 333 municípios.

O objetivo do trabalho, segundo o autor, foi o de formalizar uma metodologia de construção de indicadores para mensuração da corrupção que possa ser utilizada de maneira ampla na avaliação de políticas públicas na escala municipal no Brasil

Utiliza-se a corrupção como variável dependente. As variáveis explicativas foram divididas em duas categorias: as relativas às características estruturais dos municípios e aquelas intrínsecas aos prefeitos. Destaca o autor que as características estruturais dos municípios utilizadas no modelo foram extraídas de trabalhos que avaliam o grau de corrupção nos municípios utilizando a mesma base de dados (Ferraz et al., 2008; Ferraz & Finan, 2011).

Foram utilizadas as seguintes variáveis explicativas referentes a características estruturais dos 333 municípios utilizados na amostra: índice de desigualdade de Theil, densidade demográfica, percentual de alfabetizados, taxa de urbanização, renda per capita, percentual de domicílios com água encanada e *dummy* relativa à existência de água encanada.

Com relação às características dos gestores, foram utilizadas informações relativas à idade, sexo e anos de escolaridade.

Apesar da maioria das variáveis analisadas não apresentarem coeficientes estatisticamente significativos, o autor considerou que os indicadores propostos relacionam-se com as variáveis estruturais dos municípios no sentido previsto pela literatura.

Conclui que quanto maiores (ou melhores) o nível educacional médio da população habitante no município, a infraestrutura de serviços municipais, e o acesso à informação, menores os níveis observados de corrupção; e contrariamente, quanto maior a desigualdade de renda, maior o nível observado de corrupção, o que se alinha com trabalhos empíricos anteriores.

Albuquerque & Ramos (2006) ao estimarem modelo no qual utilizou como *proxy* da corrupção os registros de irregularidades apontados pelos auditores da CGU, concluiu que os gestores estão mais inclinados a serem corruptos quando se deparam com menores salários e maiores poderes discricionários.

O autor utilizou amostra com 503 municípios dos 556 sorteados nas 12 primeiras rodadas. Os relatórios associados a esses sorteios incluem em quase sua totalidade apenas transferências no período de 2001 a 2004 e, portanto, restringem-se a apenas um mandato eleitoral.

Para estimativa dos salários dos prefeitos, considerando que não se trata de informação disponível em banco de dados, foi utilizada a receita tributária municipal como proxy. Segundo o autor, essa aproximação encontra suporte no artigo de Wyckoff (2002), que achou evidências, para os municípios americanos, de que as receitas tributárias explicam os salários dos prefeitos mais do que qualquer outra variável.

No que se refere à reeleição, como os prefeitos se preocupam com seus ganhos futuros, a possibilidade de reeleição funciona como restrição a corrupção no primeiro mandato. Foi verificado uma correlação positiva entre as irregularidades e o status de segundo mandato.

No que se refere ao sexo do gestor municipal, com nível de significância de 99%, verificou-se que há fortes evidências de que municípios controlados por mulheres apresentam um nível de ilícitos esperado maior que os administrados por homens.

Confirmou-se uma correlação negativa entre a freqüência de irregularidades e o nível de instrução da população, onde se utilizou, como proxy, o percentual da população alfabetizada.

Para renda, utilizou-se como proxy o produto interno bruto do município. Igualmente negativa foi a correlação encontrada entre renda e irregularidades, o que indica que populações mais ricas e mais instruídas estão mais aptas a monitorar os administradores municipais e, por isso, limitam os desvios.

Da literatura pesquisada, somente Albuquerque & Ramos (2006) avaliam se escolaridade do prefeito poderia explicar alguma diferença em seu comportamento. Conclui o autor que uma vez que a variável de controle não foi estatisticamente significativa, isso implica que a variável dependente adotada foi capaz de excluir da amostra problemas relativos a erros administrativos não intencionais. Em outras palavras, se a medida adotada fosse correlacionada com incapacidade administrativa, era de se esperar que o nível educacional do prefeito como variável de controle fosse estatisticamente significativo.

Neste trabalho, conforme será apresentado, verificou-se que a variável escolaridade do prefeito possui significância estatística. E, similar ao trabalho de Albuquerque & Ramos (2006), foi utilizada uma função que utiliza estimação de máxima verossimilhança para tratar variáveis dependentes binárias, o modelo probit.

3. ESTRATÉGIA EMPÍRICA

3.1. Introdução

Conforme mencionado na seção anterior, a maioria absoluta dos trabalhos empíricos que tratam da investigação do fenômeno da corrupção e seus efeitos na gestão municipal baseiam-se nos dados obtidos a partir de relatórios de fiscalização da CGU.

Uma das possíveis críticas à utilização destes dados refere-se ao fato das irregularidades relatadas pelos auditores da CGU não tratarem, exclusivamente, de situações envolvendo desvio de recursos ou outras tipologias de corrupção, sendo relatadas, muitas vezes, irregularidades de natureza formal passíveis de saneamento.

Por esta razão, uma desconformidade documental ocorrida durante um processo licitatório, a depender da natureza da falha formal, poderá ser classificada como irregularidade grave e não envolver, em absoluto, a ocorrência de desvio ou prejuízo aos cofres públicos. Conforme destaca Gomes (2013), em nenhum momento os auditores da CGU classificam as irregularidades em determinada categoria. O trabalho se limita a registrar ocorrências que estejam em desacordo com as normas aplicáveis.

Tentando corrigir este problema, o presente trabalho classificou como evento de corrupção somente aquelas situações nas quais o gestor foi condenado pelo judiciário após o devido processo legal.

Com este procedimento, julga-se que se está afastando aquelas situações nas quais a irregularidade detectada refere-se tão somente a uma desconformidade documental, por exemplo.

A fonte principal de pesquisa para montagem da base foi obtida junto à internet, por meio de notícias publicadas pelos sites dos tribunais de justiça, ministério público e imprensa em geral.

Por limitações de informações e espaço, os dados coletados referem-se somente ao Estado de Minas Gerais. A motivação desta escolha surgiu a partir de notícia publicada pelo Ministério Público Federal (MPF) em 17/3/2014 informando que 18 ex-prefeitos de cidades do norte de Minas Gerais foram condenados após 30 das 163 ações de improbidade que tramitam perante a Justiça Federal em Montes Claros, norte de Minas Gerais, terem sido apreciadas pela Justiça Federal.

Um destaque para a notícia era o fato dos municípios vítimas dos ex-gestores concentrarem os menores Índices de Desenvolvimento Humano (IDH) do país e, na época em que os fatos ocorreram, entre 1998 e 2004, 15 deles figurarem na pior categoria do IDH. A região no norte de Minas Gerais reúne alguns dos municípios mais pobres do país.

Utilizando a mesma metodologia de consulta à rede de computadores, a amostra foi ampliada e chegou-se ao número de 60 ocorrências nas quais houve gestores condenados.

O período analisado refere-se aos anos de 2000, 2004 e 2008 e abrange, portanto, todas as eleições municipais ocorridas na primeira década deste século nos 841 municípios mineiros objetos da pesquisa.

Algumas características do Estado de Minas Gerais confirmam a amostra como adequada. Trata-se do estado brasileiro com o maior número de municípios, 853. O menor do país, Roraima, possui apenas 15.

Acrescente-se que se trata de estado da federação que apresenta uma heterogeneidade em termos de desenvolvimento econômico e social. Assim, apesar de possuir o 3º maior PIB do país, atrás somente de São Paulo e Rio de Janeiro, coexistem no mesmo estado municípios de alto desenvolvimento econômico, a exemplo daqueles localizados no Triângulo Mineiro, com micro regiões que concentram os menores níveis de desenvolvimento do país, a exemplo do Vale do Jequitinhonha no norte de Minas Gerais.

Para fins de uniformização da base, foram excluídos 12 municípios que, em razão de alguma peculiaridade, não constavam de todas as fontes utilizadas, em particular daquelas mantidas pelo Tribunal Superior Eleitoral (TSE). Entendemos que esta exclusão não acarretou nenhum prejuízo aos objetivos propostos.

Com estes ajustes, foi criada estrutura na forma de agrupamento independente de cortes transversais (*pooling independent cross sections*) onde os modelos estimados consideraram, alternativamente, duas entidades de interesse, os municípios e os prefeitos. Para os municípios, utilizou-se como código de identificação aquele utilizado pelo TSE enquanto que, para os prefeitos, foi utilizado um código próprio.

3.2. Variáveis de interesse

Descreve-se a seguir as variáveis examinadas no presente trabalho, os critérios adotados e os sinais esperados. Dividimos as variáveis em duas categorias principais: as relativas ao município e aquelas referentes às características pessoais dos gestores.

3.2.1. Características estruturais dos municípios

i) Corrupção

Para os fins pretendidos, definimos a ocorrência de corrupção naquelas situações onde ocorreu desvio de recursos, fraude no emprego de materiais, superfaturamento e omissão no dever de prestar contas.

Com relação a esta última modalidade, não devemos confundir omissão na prestação de contas em razão da inexistência de comprovantes com a simples omissão em razão de atrasos ou desorganização

administrativa. Apesar de se tratar de tema controverso no âmbito do judiciário, entendemos que, se não houve comprovação do emprego dos recursos transferidos ou da despesa realizada, presume-se que o interesse público foi prejudicado e houve, portanto, prejuízos aos cofres públicos.

Uma vez que a base de dados refere-se apenas aos anos nos quais houve eleições municipais (2000, 2004 e 2008), a partir da identificação do gestor condenado e o ano em que foi eleito, considerou-se ocorrência do fenômeno naquele município.

As medidas comumente utilizadas para aferir a corrupção se valem de métodos indiretos, por razões óbvias. Um dos índices mais conhecidos, o "Corruption Perception Index" (CPI) utiliza uma escala que varia entre 0 (alto nível de corrupção) e 100 (ausência de corrupção), onde os níveis são aferidos a partir da percepção da corrupção no setor público.

Neste trabalho utilizou-se uma medida direta para inferir sobre a ocorrência de corrupção. Considera-se que a condenação judicial confirma a atividade delituosa do agente público, a variável condenação é utilizada como proxy de corrupção. Por esta razão, as referências a ocorrências de condenação ou corrupção, no âmbito do presente trabalho, são equivalentes.

Utilizou-se uma variável binária (dummy) que, quando assume valor igual a um, indica a ocorrência de corrupção e, caso contrário, é igual a zero.

ii) Salário do Prefeito

Adotando a mesma estratégia formulada por Albuquerque & Ramos (2006), consideraremos como proxy para os salários do chefe do executivo local, o valor do orçamento do município.

Conforme resultados encontrados na literatura, é esperada uma correlação negativa entre corrupção e salário. Ou seja, quanto menores os salários dos agentes, maior será a probabilidade de ocorrência de corrupção.

iii) Salário dos Vereadores (Captura do Legislativo)

O poder legislativo é de importância vital no acompanhamento das ações do chefe do executivo. O controle desta casa pelo gestor é de suma importância para que este consiga condições de governabilidade.

O art. 31 da Constituição Federal confere às câmaras municipais a prerrogativa de exercer o controle externo sobre os atos do poder executivo e emitir, anualmente, parecer prévio sobre as contas do Prefeito.

Não seria surpresa que gestores corruptos tentem, de alguma forma, capturar esta casa. De modo análogo ao procedimento utilizado para o salário do chefe do município, utilizaremos como proxy à captura do poder legislativo local o orçamento desta casa.

É de se esperar que, ocorrendo a captura do legislativo, as ações de fiscalização sejam enfraquecidas o que irá facilitar as ações delituosas do chefe do município. A parceria entre executivo e legislativo irá diminuir as chances de condenação de gestores corruptos. Temos, portanto, uma correlação negativa entre corrupção e o orçamento do legislativo.

iv) Renda da População

Adotaremos, como proxy, a renda per capita do município. Espera-se, conforme já apontado, que quão menor o nível de renda, maior a probabilidade de ocorrência da corrupção e vice-versa.

v) Nível Educacional da População

Para medida desta variável, foi utilizado o Índice de Desenvolvimento Humano Municipal (IDHM) de educação. Trata-se do índice sintético da dimensão educação, que é uma das três componentes do IDH. É obtido através da média geométrica do subíndice de frequência de crianças e jovens à escola, com peso de $2/3$, e do subíndice de escolaridade da população adulta, com peso de $1/3$.

Espera-se uma correlação negativa entre o sinal deste indicador e a freqüência de corrupção. Conforme apontado na literatura, quanto maior o nível educacional da população, maior o acesso à informação o que induz e facilita a formação de grupos de controle.

vi) Tamanho da População

Alguns trabalhos apontam que haveria uma correlação positiva entre a densidade demográfica do município e a ocorrência de irregularidades. Investigaremos neste trabalho esta relação utilizando, como proxy, o tamanho absoluto da população.

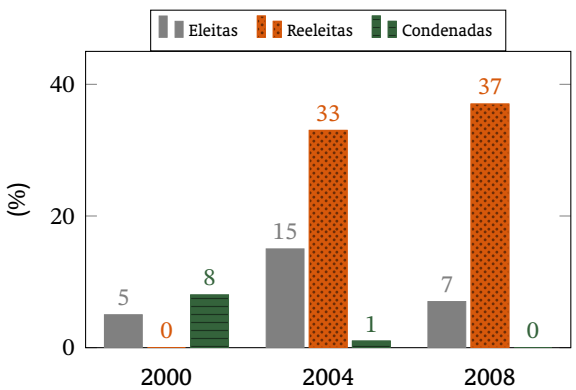
3.2.2. Características estruturais dos prefeitos

A base de dados utilizada para obtenção das informações relativas aos prefeitos foram aquelas disponibilizadas pelo TSE. O conjunto de variáveis utilizados neste trabalho passou a ser coletado pelo órgão da justiça eleitoral a partir da eleição do ano 2000. Anterior àquela data, não havia informações disponíveis sobre, por exemplo, nível de escolaridade dos candidatos. Esta foi uma das limitações para estabelecermos o ano de 2000 como ano-base.

vii) Sexo

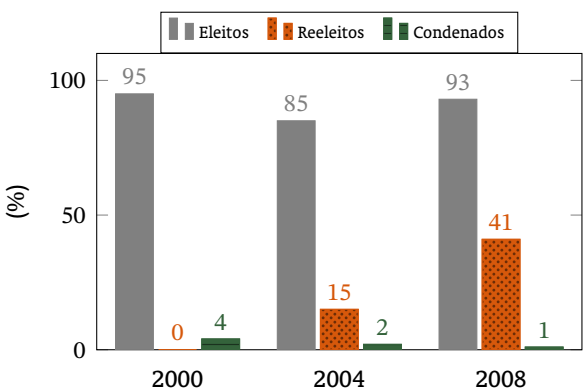
As figuras 1 e 2 a seguir indicam, por gênero, a distribuição observada nas eleições de 2000, 2004 e 2008 quanto aos prefeitos eleitos.

Figura 1. Perfil dos incumbentes do sexo feminino.



Em 2004, o percentual de mulheres reeleitas foi duas vezes superior ao de prefeitos do sexo masculino.

Figura 2. Perfil dos incumbentes do sexo masculino.



Observa-se que apesar do percentual em 2008 de homens reeleitos ter sido maior, o resultado deveu-se ao fato das mulheres terem reduzido fortemente a participação entre as eleitas, passando de 14,06% em 2004 para menos da metade em 2008.

Com relação a gestores condenados por corrupção, verifica-se que o percentual de mulheres eleitas e condenadas foi superior somente na eleição de 2000, sendo inferior nos demais períodos examinados. Espera-se, portanto, que esta variável não seja significativa.

viii) Escolaridade do Prefeito

Da literatura pesquisada, Albuquerque & Ramos (2006) concluíram que a variável não influencia na ocorrência de irregularidades e que tal achado exclui, da amostra analisada, problemas relativos a erros administrativos não intencionais. Espera-se, portanto, que esta variável não seja significativa.

A base de dados do TSE informa o nível de escolaridade do prefeito utilizando designações não padronizadas e distintas entre uma eleição e outra. Deste modo, o ensino fundamental, por exemplo, ora é indicado por primário ora por 1º Grau. A solução adotada foi converter a informação em número de anos de estudo. Deste modo, fundamental completo corresponderia a oito anos de estudo. No caso do candidato que informou nível de estudo incompleto, adotou-se o número médio correspondente ao respectivo nível.

Para aqueles candidatos que informaram "Lê e escreve" considerou-se que possuíam um ano de estudo.

A Figura 3 resume, por ano de eleição, o perfil dos prefeitos eleitos quanto ao nível de instrução.

Verifica-se que a distribuição relativa ao longo das três eleições pouco se alterou. Observa-se uma tendência clara de aumento da escolaridade dos gestores. Este parece estar mais relacionado a um efeito generalizado na sociedade brasileira e não pode ser atribuído a uma característica particular de um grupo específico.

A Figura 3 indica que a maioria relativa dos prefeitos eleitos ou possuía curso superior ou estava cursando. Ou seja, independentemente de qualquer resultado, o nível de instrução dos prefeitos não parece ser algo que justifique eventuais irregularidades na gestão, é o que indica a Figura 4.

A Figura 4 apresenta o perfil de escolaridade dos prefeitos nas três eleições objeto desta pesquisa. Nesta, destaca-se o fato de não haver nenhum prefeito condenado por corrupção dentre aqueles que se declararam apenas alfabetizado e, no entanto, a maioria absoluta dos condenados possuía nível

Figura 3. Escolaridade dos prefeitos eleitos.

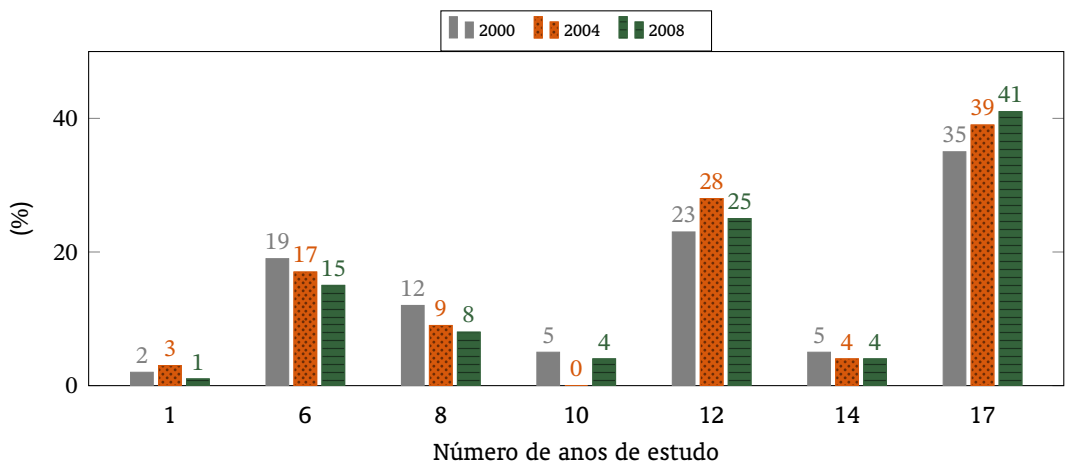
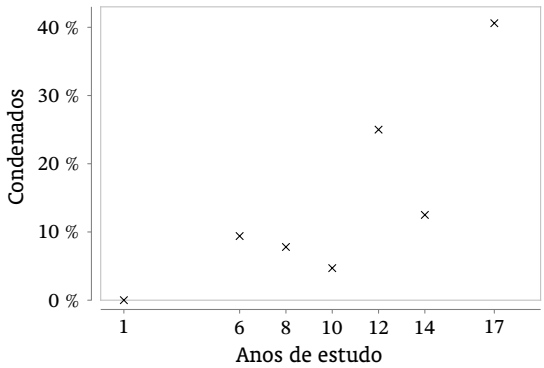


Figura 4. Perfil dos prefeitos condenados por corrupção quanto ao nível de escolaridade.



superior. Ou seja, pode-se esperar, quanto ao perfil dos prefeitos, uma relação inversa entre o nível de escolaridade e a freqüência de irregularidades relativas a desvios de recursos públicos.

ix) Alinhamento com o Governo Federal

Esta variável teve por objetivo verificar eventuais correlações existentes entre o partido do prefeito e o partido de situação no âmbito federal.Evita-se, deste modo, a clássica divisão "direita" e "esquerda".

Autores que assim procedem justificam a metodologia com o objetivo de avaliar se haveria alguma diferença quanto a custos morais de se praticar a corrupção entre diferentes ideologias partidárias (Albuquerque & Ramos, 2006).

A maioria absoluta dos trabalhos, ao tratar do fenômeno da corrupção na história recente do Brasil, considera a clássica divisão que considera o Partido dos Trabalhadores (PT) e outros, como partido de esquerda, e PMDB, PSDB e outros como partidos de centro ou direita (Santos, 2001).

Entendemos, considerando o contexto político vivido atualmente, que esta divisão não tem razão de ser, sendo desprovida de qualquer importância. Após assumir o poder em 2002, o Partido dos Trabalhadores mudou completamente seu discurso, aliando-se com partidos e personagens políticos que, historicamente, foram considerados inimigos políticos daquele partido, a exemplo dos ex-presidentes José Sarney e Fernando Collor.

Para os objetivos deste trabalho, entendemos que o que realmente importa, para todos os efeitos, é a informação relativa quanto ao fato do partido pertencer à oposição ou à situação. O status de partido de posição faz toda a diferença. Desse modo, a variável utilizada neste trabalho, alinhamento com o partido do presidente, corrige este problema.

Bugarin & Ferreira (2004), em trabalho que teve por objetivo principal examinar os efeitos das transferências voluntárias provenientes do governo federal e dos estados sobre a política fiscal e o comportamento eleitoral nos municípios, demonstram que existe uma correlação positiva entre o alinhamento político de prefeitos com as coligações que elegeram os governadores e as transferências voluntárias recebidas pelos municípios.

Adicionalmente, verificaram também correlação positiva entre o alinhamento político de prefeitos com o Presidente da República e as transferências voluntárias.

O estudo sugere que a coligação de apoio nacional ao presidente não afeta tanto sua decisão de transferir recursos voluntários federais ao município quanto o fato do prefeito estar filiado ao partido do presidente. Ou seja, em nível federal (relação prefeito-presidente), o que realmente importa é a pertinência ao partido do presidente.

Esta última constatação do trabalho de Bugarin & Ferreira (2004), 2007) nos interessa de maneira direta e constitui um dos objetivos principais deste trabalho.

A questão agora colocada diz respeito à investigação de eventuais correlações entre o fato do chefe do executivo local pertencer ao partido do presidente e esta situação ter algum efeito sobre a probabilidade do gestor local vir a ser condenado em processo administrativo ou judicial.

Considerando que grande parte das fiscalizações realizadas nos municípios é de iniciativa da CGU, uma instituição pertencente ao Governo Federal e, portanto, com atuação limitada, resta questionar se o fato do chefe municipal pertencer ao mesmo partido do chefe do executivo federal teria algum efeito no resultado final da auditoria.

A Figura 5 resume os dados examinados e mostra, por ano de eleição, o número de prefeitos condenados, informando, dentre os condenados por corrupção, quantos pertenciam ao mesmo partido do Presidente da República.

Uma constatação imediata da Figura 5 é a de que, após a eleição do ano 2000, a última eleição brasileira na qual havia um partido "de direita" no poder, houve uma notável redução no número absoluto de condenações e, em particular, de prefeitos pertencentes ao mesmo partido do presidente. A questão que caberia responder é se, a partir de 2004, houve redução nos desvios de recursos observados nos referidos municípios. O exame da história recente parece contradizer este fato.

x) Reeleição

A literatura indica que a probabilidade de reeleição de prefeitos acusados de corrupção é menor enquanto que prefeitos no segundo mandato tendem a desviar mais recursos do que aqueles que ainda não foram reeleitos. Conforme apontado, Albuquerque & Ramos (2006) verificou que um prefeito no segundo mandato eleva o número esperado de irregularidades em 14,2%, quando se mantém as outras variáveis constantes.

De acordo com Brollo, Nannicini, Perotti & Tabellini (2010), com relação às chances de reeleição do chefe do poder municipal, as transferências federais exercem papel fundamental. Aqueles autores mostraram que incrementos de 10% nas transferências federais aumentariam em até 4 pontos percentuais as chances de sucesso na reeleição.

A partir da amostra analisada não foi possível confirmar as constatações da literatura. É o que indica a Figura 6, relativa aos anos de 2004 e 2008, considerando, como ano-base, a eleição de 2000.

Conforme indicado, apesar do número de prefeitos reeleitos ter sido maior em 2008, a freqüência de condenações por corrupção foi menor. Não é possível afirmar se houve redução do fenômeno ou se, apesar do incremento da corrupção, houve uma redução no número de condenações.

Figura 5. Prefeitos condenados e alinhamento com o Governo Federal.

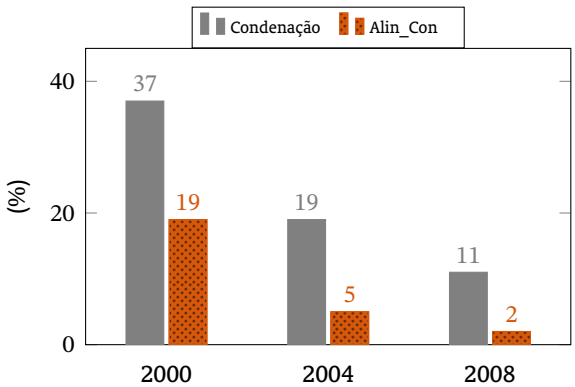
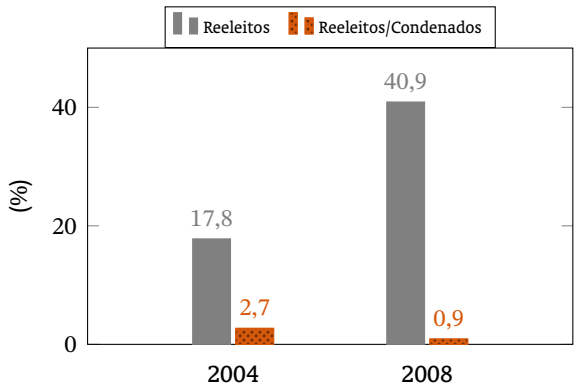


Figura 6. Prefeitos reeleitos e condenados.



3.3. Resultados empíricos

Apresenta-se a seguir os modelos utilizados para tentar responder à questão central do presente trabalho, ou seja, investigar se o fato do chefe do município pertencer ao partido do Presidente da República tem algum efeito sobre a probabilidade de ser condenado.

Uma vez que a variável de interesse é binária, foi utilizado o modelo probit para estimar os efeitos marginais das diversas variáveis de controle. Para avaliar a consistência dos resultados, é apresentada, também, uma estimativa utilizando modelo de resposta linear (LPM).

No modelo probit, analisa-se uma resposta binária do tipo

$$\mathrm{P}(y = 1|x) = G(\beta_0 + \beta_1 x_1 + \cdots + \beta_k x_k) = G(\beta_0 + x\beta),$$

onde G é uma função estritamente positiva que assume valores entre zero e um, $0 < G(z) < 1$, para todo $z \in \mathbb{R}$ (Wooldridge, 2006).

No modelo probit, G é a função de distribuição cumulativa (fdc) normal padrão que é expressa por

$$G(z) = \Phi(z) \equiv \int_{-\infty}^{z} \phi(v)\,\mathrm{d}v,$$

onde $\Phi(z)$ é a função densidade normal padrão.

As principais desvantagens do modelo LPM referem-se à possibilidade das probabilidades ajustadas serem menores que zero ou maiores que um e o efeito marginal das variáveis explicativas, aparecendo na forma de nível, ser constante.

Os modelos logit e probit corrigem estas questões. As probabilidades estimadas estão entre zero e um e os efeitos parciais decrescem. O principal custo refere-se à dificuldade de interpretação dos coeficientes logit e probit.

Wooldridge (2006) apresenta uma regra prática para comparação dos coeficientes com o modelo LPM. Sugere o autor que as estimativas de inclinação probit devem ser divididas por 2,5 para serem comparáveis com os coeficientes LPM.

Em uma população na qual a variância dos fatores não-observáveis muda ao longo de diferentes segmentos (tamanho da população, renda dos municípios, etc.), a hipótese de homocedasticidade fica prejudicada:

$$\mathrm{Var}(u_i|x_i) = \sigma_i^2,$$

onde o subscrito i indica que a variância do erro irá depender do valor particular de x_i.

Para corrigir a presença de heterocedasticidade, comum em modelos com variável dependente binária, em todos os resultados indicados a seguir, foram utilizadas computações estatísticas robustas.

Modelos

Foram utilizadas sete especificações distintas. O modelo mais geral, utilizando especificação probit, pode ser representado na forma reduzida por

$$P(corrupção_{it}\,|\,x) = G(\beta_o + \beta_1 alinh_pres_{it} + \beta_2 cap_leg_{it} + \beta_3 instr_pref_{it} + \beta_4 renda_pc_{it} + \beta_5 pop_{it} + \beta_6 sal_pref_{it} + \beta_7 educ_pop_{it} + Ano2004 + Ano2008 + u_{it}).$$

Na expressão acima, os subscritos i e t indicam observações retiradas do município i no período t.

A variável *alinh_pres* é uma dummy com valor um quando o prefeito pertencer ao mesmo partido do chefe do executivo federal e zero caso contrário. A variável *educ_pop* é uma proxy para o nível de instrução da população.

A variável *cap_leg* é a proxy utilizada para avaliar o nível de captura do poder legislativo local pelo poder executivo. Foi utilizado o logaritmo natural do orçamento anual do legislativo.

Observe que o sinal da variável *cap_leg* (captura do legislativo) será negativo porque quanto maior esta, menor será a expectativa de ocorrência de condenações por corrupção. Ou seja, o fenômeno de captura diminui as expectativas de fiscalização pelo poder legislativo.

A variável *instr_pref* refere-se à escolaridade do prefeito, expressa em número de anos. Para expressar o salário do prefeito, foi utilizada como proxy, conforme recomendado pela literatura, o montante de recursos disponível no orçamento da prefeitura.

A variável *renda_pc* indica a renda per capita da população obtida a partir das informações sobre tamanho da população e PIB do município e pop indica o tamanho da população. Ambas as variáveis foram log-linearizadas.

Introduziu-se dummies temporais a fim de capturar possíveis tendências entre os anos de 2004 e 2008, considerando o ano 2000 como ano-base.

A Tabela 2 resume os sinais esperados dos coeficientes das variáveis independentes, enquanto as tabelas 3 e 4 apresentam as estatísticas básicas das variáveis consideradas.

Verifica-se que, o conjunto de variáveis de controle selecionado apresenta características estruturais dos municípios, bem como aspectos relativos aos prefeitos, a exemplo do nível de instrução e do salário.

Tabela 2. Sinais esperados dos coeficientes das variáveis de controle do Modelo 1.

Variável Independente		Sinal Esperado
alinh_pres	(Alinhamento Presidente)	?
instr_pref	(Anos de Estudo do Prefeito)	
Ano2004	(dummy temporal)	
Ano2008	(dummy temporal)	
cap_leg	(Captura Legislativo)	–
renda_pc	(Renda Per Capita)	
sal_pref	(Salário Prefeito)	
instr_pref	(Nível de Instrução da População)	
pop	(População)	+

Tabela 3. Estimativas Probit para corrupção.

Variáveis independentes	Modelos						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Alinhamento Presidente	−0,178*	−0,188*	−0,186*	−0,208*	−0,216*	−0,272**	−0,259**
	(0,109)	(0,113)	(0,114)	(0,115)	(0,116)	(0,118)	(0,119)
Captura Legislativo	−0,077*	−0,099**	−0,164**	−0,064	−0,078	0,008	−0,013
	(0,044)	(0,047)	(0,071)	(0,053)	(0,054)	(0,094)	(0,077)
Anos de estudo do Prefeito	0,025*	0,026**	0,020*	0,025**	0,029**	0,033***	0,033***
	(0,012)	(0,012)	(0,012)	(0,012)	(0,012)	(0,013)	(0,013)
ln(Renda per Capita)		−0,297**	−0,258***	−0,239***	−0,214***	−0,225***	−0,210***
		(0,054)	(0,054)	(0,059)	(0,059)	(0,067)	(0,069)
ln(População)			0,162**	0,469*	0,280*	0,337**	0,438**
			(0,079)	(0,121)	(0,158)	(0,155)	(0,192)
ln(Salário Prefeito)				−0,476***	−0,107	−0,241	−0,335
				(0,149)	(0,224)	(0,228)	(0,251)
IDH Educação					−2,182***	−2,476***	−2,768***
					(0,797)	(0,782)	(0,810)
Ano 2004						−0,431***	−0,383***
						(0,137)	(0,141)
Ano 2008							0,257
							(0,232)
Intercepto	−1,206**	−0,659	−1,303*	1,919	−1,082	−0,372	0,419
	(0,563)	(0,612)	(0,663)	(1,361)	(1,919)	(1,875)	(2,077)
Nº Observações	2277	2277	2277	2277	2277	2277	2277
Log-Verossimilhança	−277,245	−265,35	−263,407	−257,449	−253,236	−248,635	−248,114
Pseudo R-Quadrado	0,0133	0,0556	0,0625	0,0837	0,0987	0,1151	0,117

Notas: Valor absoluto da estatística t entre parênteses. * Significativo a 10%; ** significativo a 5%; *** significativo a 1%, computadas estatísticas robustas do erro.

As tabelas 3 e 4 resumem os resultados obtidos na estimação dos modelos. A opção robusta foi especificada de modo a obter a matriz de variância robusta a heterocedasticidade.

3.3.1. Exame dos efeitos da condenação na reeleição dos prefeitos

Apesar de se tratar de questão secundária, dentro dos objetivos estabelecidos, apresenta-se a seguir, para a amostra examinada, um modelo relativo aos efeitos da corrupção sobre as chances de reeleição.

Para efeitos de estimação, considera-se agora, como variável dependente a ocorrência de reeleição que será indicada por uma dummy.

Para comparação dos modelos, conforme regra prática apresentada por Wooldridge (2006), é necessário dividir os coeficientes probit por 25 e os coeficientes logit por 4.

Os modelos contêm, como variáveis explicativas à reeleição do prefeito, as variáveis corrupção, alinhamento com o presidente, montante das transferências voluntárias do governo federal, nível de instrução do prefeito e parcela de votos obtidos pelo prefeito (Share), renda per capita da população e

Tabela 4. Estimativas MPL para corrupção.

Variáveis independentes	Modelos						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Alinhamento Presidente	–0,011*	–0,012*	–0,012*	–0,013**	–0,014**	–0,016***	–0,015**
	(0,006)	(0,006)	(0,006)	(0,007)	(0,007)	(0,007)	(0,007)
Captura Legislativo	–0,005	–0,005	–0,013***	–0,003	–0,004	0,003	0,002
	(0,003)	(0,003)	(0,005)	(0,005)	(0,005)	(0,004)	(0,004)
Anos de estudo do Prefeito	0,001**	0,001**	0,001**	0,001**	0,001**	0,002***	0,002***
	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)
ln(Renda per Capita)		–0,014***	–0,012***	–0,010***	–0,009***	–0,009***	–0,008***
		(0,003)	(0,003)	(0,003)	(0,003)	(0,003)	(0,003)
ln(População)			0,013***	0,023***	0,010	0,015*	0,021**
			(0,005)	(0,006)	(0,008)	(0,008)	(0,009)
ln(Salário Prefeito)				–0,024***	0,0003	–0,011	–0,016
				(0,009)	(0,012)	(0,013)	(0,014)
IDH Educação					–0,140***	–0,166***	–0,188***
					(0,053)	(0,055)	(0,059)
Ano 2004						–0,027***	–0,024***
						(0,008)	(0,009)
Ano 2008							0,016
							(0,011)
Intercepto	0,078*	0,094**	0,078**	0,224***	0,038	0,110	0,156
	(0,042)	(0,043)	(0,045)	(0,077)	(0,101)	(0,105)	(0,113)
Nº Observações	2277	2277	2277	2277	2277	2277	2277
Prob > F	0,0382	0	0	0	0	0	0
R-Quadrado	0,0033	0,0118	0,0145	0,0177	0,022	0,0266	0,0272

Notas: Valor absoluto da estatística t entre parênteses. * Significativo a 10%; ** significativo a 5%; *** significativo a 1%, computadas estatísticas robustas do erro.

tamanho absoluto da população. A variável Share pode ser uma considerada uma medida da disputa ocorrida quando da eleição do prefeito. Novamente, o modelo geral pode ser representado por

$$\mathrm{P}(reeleição_{it}\,|\,x) = G(\beta_0 + \beta_2 corrupção_{it} + \beta_2 alinh_pres_{it} + \beta_3 instr_pref_{it} + \beta_4 share_{it} + \beta_5 transf_{it} + \beta_6 renda_pc_{it} + \beta_7 pop_{it} + u_{it}).$$

Os resultados encontrados, para os três modelos testados,estão indicados na Tabela 5.

4. ANÁLISE DOS RESULTADOS

4.1. Descrição geral

As tabelas 3 e 4 resumem os resultados obtidos na estimação dos modelos utilizados para avaliar o fenômeno da corrupção a partir de variáveis relativas às características dos municípios e dos candidatos eleitos.

Tabela 5. Estimativas MPL, Probit e Logit da Reeleição.

Variáveis independentes	MPL	PROBIT	LOGIT
Corrupção	–0,062	–0,337	–0,519
	(0,045)	(0,234)	(0,417)
Alinhamento Presidente	–0,068***	–0,272***	–0,461***
	(0,017)	(0,068)	(0,121)
Anos de estudo do Prefeito	0,001	0,002	0,004
	(0,002)	(0,008)	(0,015)
Share	0,437***	1,478***	2,577***
	(0,078)	(0,272)	(0,465)
ln(Transferências Voluntárias)	0,060***	0,291***	0,580***
	(0,0056)	(0,037)	(0,069)
ln(Renda Per Capita)	0,021**	0,067**	0,119**
	(0,009)	(0,032)	(0,055)
ln(População)	–0,036***	–0,173***	–0,368***
	(0,010)	(0,045)	(0,079)
Intercepto	–0,460***	–3,756***	–6,841***
	(0,101)	(0,434)	(0,764)
Nº Observações	1935	1935	1935
Log-Verosisimilhança	–	–866,758	–861,231
Pseudo R-Quadrado	0,089	0,0997	0,1054

Notas: Valor absoluto da estatística t entre parênteses. * Significativo a 10%; ** significativo a 5%; *** significativo a 1%. Para cálculo dos erros, optou-se pela opção robusta de modo a obter a matriz de variância robusta a heterocedasticidade.

Verifica-se que, com exceção da variável "Captura Legislativo" no modelo 7, todos os demais sinais são idênticos em ambos os modelos. Os valores dos coeficientes são bastante próximos considerando, para fins de comparação, os fatores de multiplicação 25 e 40 para as estimativas probit e logit, respectivamente.

A variável utilizada para expressar o salário do prefeito não apresentou significância estatística nas especificações 5 e 6. Entretanto, confirmou o sinal esperado pela literatura na especificação 4, ou seja, uma correlação negativa entre salários dos gestores municipais e ocorrência de irregularidades.

A variável "Captura Legislativo" apresentou nível de significância de até 95% na especificação 3 e sinal esperado e uniforme em todos os modelos, com exceção do (7), indicando que uma redução das condenações por corrupção seria efeito de um aumento nos gastos do legislativo (captura).

Com relação ao nível de instrução dos prefeitos, os resultados encontrados confirmam a análise amostral indicada na Figura 4. Ou seja, há um incremento sensível dos casos de corrupção/condenação com o aumento da escolaridade média dos incumbentes. Este resultado difere daquele apresentado por Albuquerque & Ramos (2006).

Por se tratar de tema ainda pouco explorado na literatura, certamente mereceria novos estudos para confirmação deste achado.

O modelo (7) indica que cada ano adicional de estudo aumenta em 1,3% a chance do prefeito se envolver em irregularidades associadas à corrupção.

Este resultado está de acordo com o sumário indicado na Tabela 2, que apresenta o perfil dos prefeitos condenados por corrupção quanto ao nível de escolaridade. Ou seja, é possível esperar, quanto ao perfil dos prefeitos envolvidos em casos de corrupção, uma relação direta entre o nível de escolaridade e a freqüência de irregularidades relativas a desvios de recursos públicos.

No que se refere a características estruturais do município, como renda, educação e tamanho da população, os sinais encontrados confirmam os achados de trabalhos anteriores.

A variável nível de escolaridade da população (IDH Educação), presente nas especificações (5) a (7), apresentou significância estatística de 99%, confirmando que existe uma correlação negativa entre estas variáveis.

A maior escolaridade da população tem impacto direto sobre a gestão local. Uma população com maior nível de instrução tem melhores condições de acompanhar, informar-se e cobrar dos gestores a devida prestação de contas das ações empreendidas por seus governantes. Ou seja, o nível de instrução da população favorece o fortalecimento do controle social.

A renda da população do município também é um fator importante. A variável Renda per capita indicada nos modelos 2 a 7 confirma, com nível de significância entre 95 e 99%, a constatação segundo a qual as populações mais pobres são as mais atingidas pelo fenômeno da corrupção.

Quão mais pobres os municípios e menores as taxas de desenvolvimento humano, maiores serão as chances dos gestores praticarem atos ilícitos e retroalimentarem os fatores que mantêm estas localidades em estado de precariedade.

Com relação ao tamanho da população, os modelos (3) a (7), confirmam o sinal esperado para a variável. As populações maiores e, portanto com maior densidade demográfica, estão mais sujeitas ao fenômeno. Este resultado está conforme a literatura, em particular com o trabalho de Campos & Castelar (2013).

Quanto à distribuição espacial da população entre os meios urbano e rural, não foi verificada nenhuma evidência estatística da correlação que aponte que determinada distribuição favoreça ou dificulte a ocorrência de irregularidades, razão pela qual não foi utilizada esta variável de controle.

4.2. Alinhamento com o governo federal

Destaca-se nos sete modelos o fato da variável dummy utilizada para indicar o alinhamento entre o partido do prefeito e aquele do chefe do poder executivo federal apresentar significância estatística de até 95% e sinal uniforme em todos os modelos estimados.

O sinal do coeficiente indica que prefeitos filiados ao partido do governo federal apresentam menor probabilidade de corrupção ou, alternativamente, menores chances de condenação.

Os resultados indicam que os prefeitos do partido do governo têm uma probabilidade de envolvimento em processo de corrupção reduzida em até 11 pp.

Os valores dos coeficientes nos sete modelos utilizados foram bastante próximos, tanto utilizando função probit quanto MPL, o que sugere que os resultados são, de fato, robustos.

As reais razões que explicam tal achado fogem ao escopo deste trabalho e mereceriam um estudo aprofundado.

Um dos pontos principais a serem abordados refere-se à metodologia empregada pela CGU quando da realização das fiscalizações municipais.

Apesar de se tratar de método que afastaria, a priori, a presença de viés na escolha dos municípios a serem auditados, não se pode afirmar o mesmo quanto ao desenlace do processo após a fase de auditoria, uma vez que o processo envolve várias instâncias hierárquicas e decisórias.

Ademais, parcela considerável dos trabalhos da CGU é feita por iniciativa própria, desvinculada dos sorteios. Segundo Gomes (2013), até o ano de 2012 a CGU havia fiscalizado 1.965 municípios. O montante dos recursos submetidos à auditoria atingiu a cifra de R$18 bilhões.

No entanto, tal cifra corresponde a menos de 3% dos recursos transferidos aos municípios no período. De acordo com dados do IPEADATA, entre 2003 e 2011, o montante de recursos transferidos aos municípios brasileiros atingiu a soma de R$590 bilhões.

A literatura aponta que, por razões óbvias, existe um viés nas transferências voluntárias que se intensificam no período que antecede as eleições (Brollo et al., 2010 e Bugarin & Ferreira, 2004).

Há ainda a constatação de que a divulgação dos relatórios de auditoria no período imediatamente anterior à eleição, nos seis meses anteriores, pode servir de punição aos prefeitos em decorrência da redução dos votos. E, ainda, ao tratar de prefeitos alinhados com o presidente, eventual desgaste em razão de relatório de auditoria pode ser compensado com um aumento das transferências para aquela localidade (Brollo, 2010).

Fica evidente que a divulgação dos relatórios de auditoria pode servir a fins eleitorais ou ainda que a motivação de agir da CGU possa ser afetada por outros interesses ou por pressões políticas.

Qualquer investigação sobre o tema envolveria, necessariamente, o exame da base de dados da CGU bem como o acompanhamento das decisões decorrentes das fiscalizações.

Desconhecemos, no presente trabalho, a origem dos processos que motivaram a denúncia dos gestores junto ao Ministério Público e Poder Judiciário. Tais ações, muitas vezes, são oriundas de denúncias que, por sua vez, motivam um trabalho de investigação pelo Ministério Público e, simultaneamente, auditoria levada a efeito pela CGU ou pelo tribunal de contas competente.

De acordo com o modelo apresentado na seção 2, a função que indica a probabilidade de risco de investigação pode ser expressa por

$$\varphi\left(\frac{M_d}{M}\right) = \alpha\frac{M_d}{M},$$

onde α é um parâmetro que representa o esforço do governo federal para realizar a fiscalização das transferências.

A questão que se coloca, ao tratarmos das fiscalizações efetuadas pelo órgão de controle interno do Governo Federal, é se este coeficiente possui o mesmo valor, independentemente da orientação política do prefeito.

Trata-se de trabalho que poderia ser realizado a partir do exame do histórico de fiscalizações efetuadas pela CGU desde o ano de 2003. Poderia incluir tanto as ações efetuadas em razão dos sorteios públicos como aquelas realizadas por iniciativa própria.

4.3. Reeleição

A Tabela 5 resume os resultados obtidos quando a variável dependente é uma dummy que indica a situação do prefeito quanto à reeleição.

A primeira variável, corrupção, que neste trabalho é a proxy que indica que o prefeito sofreu condenação judicial em razão de desvios de recurso apresentou sinal que está de acordo com a literatura.

O fato de o prefeito estar envolvido em processo de irregularidades reduz as suas chances de reeleição. Com nível de confiança de 90%, as possibilidades de reeleição do prefeito corrupto são reduzidas em até 13 pp.

Este resultado está de acordo com a literatura que aponta uma tendência do eleitor punir os maus gestores.

Com relação à variável "Alinhamento Presidente", não havia uma expectativa quanto ao sinal esperado. O resultado encontrado indica que, com 99% de confiança, tudo o mais constante, o fato do prefeito pertencer ao mesmo partido do chefe do executivo federal reduz em até 119 pp suas chances de reeleição.

A variável relativa à escolaridade do prefeito não se mostrou estatisticamente significativa e, de fato, não havia também nenhuma expectativa quanto ao sentido esperado.

Com relação à variável "Share", aqui utilizada para fins de avaliar o nível de disputa ocorrida quando da eleição do prefeito, o resultado informa que prefeitos eleitos com alta margem em relação aos candidatos possuem maiores chances de reeleição.

Uma possível explicação a este resultado pode ser explicada em razão das políticas de alianças que geralmente conduzem a eleições pouco disputadas. Mantida a coligação, as chances de manutenção deste acordo para a eleição seguinte são maiores, o que, conseqüentemente, aumenta as chances de sucesso no pleito seguinte

Bastante significativo e de acordo com a literatura foi o resultado encontrado para a variável "Transferências Voluntárias".

Confirma-se a hipótese de Brollo et al. (2010) segundo a qual o montante de transferências voluntárias exerce papel importante nas chances do gestor vir a ser reeleito.

De acordo com aquela autora, incrementos de 10% nas transferências federais aumentariam em até 4 pontos percentuais as chances de sucesso na reeleição.

A variável renda per capita indica, com 95% de confiança no modelo probit, que prefeitos de municípios mais ricos tem maiores chances de reeleição.

A variável tamanho da população apresentou sinal que indica que prefeitos de cidades menores possuem chances maiores de serem reeleitos.

Em resumo, as variáveis determinantes para o sucesso da reeleição seriam aquelas apontadas na literatura: transferências do governo federal, base de apoio político do prefeito (*share vote*) e existência ou não de episódio envolvendo desvio de recursos públicos.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS E CONCLUSÃO

A questão principal a que este trabalho se propôs a investigar referia-se aos possíveis efeitos, em nível municipal, de o incumbente pertencer ao mesmo partido do chefe do executivo federal quando da realização de uma investigação motivada por desvios de verbas públicas.

De maneira mais clara, procurou-se determinar se as chances de condenação por envolvimento em atos irregulares seriam idênticas tanto para gestores alinhados politicamente com o governo federal quanto para aqueles pertencentes a outros partidos.

Sob o enfoque apresentado no presente trabalho, trata-se de questão inexplorada na literatura brasileira. Os trabalhos anteriores, ao tratarem da questão da orientação relativa do partido do prefeito limitaram-se a indicar que tal variável não possuía sinal significativo.

Este trabalho além de enfrentar esta questão, valeu-se de base própria de dados, uma vez que a utilização das informações fornecidas pela CGU não serviriam aos propósitos deste trabalho.

Verifica-se que diversos trabalhos tratam da questão das transferências utilizadas como mecanismos de pressão política do governo federal sobre o municipal, bem como dos mecanismos utilizados para punir ou compensar gestores de acordo com a posição política destes (Bugarin & Ferreira, 2004 e Brollo, 2010).

Os resultados obtidos confirmam, com relação às variáveis estruturais dos municípios e aquelas relativas a características pessoais dos gestores, os achados registrados na literatura.

Dentre as evidências empíricas confirmadas no presente trabalho, destacam-se a relação perniciosa entre corrupção e pobreza que se retroalimentam em um círculo vicioso.

Ficou evidente que aqueles municípios de menor renda e baixo nível de escolaridade e, portanto, com fraco controle social, são os mais vulneráveis à ocorrência de irregularidades com recursos públicos.

Com relação a variáveis financeiras, confirma-se que o nível dos rendimentos dos integrantes do executivo e do legislativo influencia frontalmente a ocorrência de irregularidades.

Quanto menor o salário do prefeito, representado pelo orçamento do município, maiores as chances de ocorrência de corrupção.

Do mesmo modo, o orçamento do legislativo, que neste trabalho foi utilizado como proxy do salário daquele poder municipal, tem papel fundamental no modelo estimado.

Há duas interpretações possíveis para este resultado. O primeiro, conforme modelo apresentado, refere-se ao fato de que, uma vez que o salário reserva do poder legislativo é alto, a probabilidade de participação em atos irregulares é menor.

A segunda interpretação possível considera que, uma vez que o legislativo possui altos salários, o nível de cooperação com o poder executivo também será maior. É o que se denomina neste trabalho por "captura do poder legislativo".

Por meio desta aliança espúria, o executivo, cujas contas são fiscalizadas pelo legislativo, tem maior liberdade de ação. Seria um pacto pela ilegalidade nas ações.

A principal questão que justificou o presente trabalho referia-se às possíveis implicações, em nível municipal, decorrentes do fato do prefeito pertencer ao mesmo partido do chefe do executivo federal em um eventual processo de investigação administrativa ou judicial.

Para responder a esta questão foi criada estrutura na forma de agrupamento independente de cortes transversais (*pooling independent cross sections*) relativo aos anos de 2000, 2003 e 2008. Os modelos estimados consideraram, alternativamente, duas entidades de interesse, os municípios e os prefeitos. Para os municípios, utilizou-se como código de identificação aquele utilizado pelo TSE enquanto que, para os prefeitos, foi utilizado um código próprio

A partir de informações divulgadas pelo poder judiciário, foi possível indicar a ocorrência de condenações motivadas por desvios de recursos públicos em 61 prefeituras.

Verificou-se que aqueles prefeitos alinhados com o governo federal que, no período considerado, correspondiam ao PSDB em 2000 e ao PT nos anos de 2004 e 2008 apresentaram menor freqüência de condenações.

Com p-valor inferior a 10% e sinal uniforme em todos os modelos estimados, constatou-se que prefeitos filiados ao partido do governo federal apresentam menor probabilidade de corrupção ou, alternativamente, menores chances de condenação.

Conforme apontado na literatura, quanto maiores as transferências de recursos do governo central, maiores as ocorrências de irregularidades. De igual modo, a literatura assinala que existe um viés nas transferências de recursos entre o governo central e os municípios administrados por aliados políticos.

Portanto, considerando como válidas ambas as premissas, viés nas transferências a aliados e aumento das irregularidades com o aumento das transferências, o resultado esperado seria contrário ao encontrado.

O exame das reais motivações que levam a este resultado foge ao escopo deste trabalho. Para exame desta questão seria fundamental verificar os critérios utilizados pela Controladoria-Geral da União quando da realização de fiscalizações nos municípios e examinar o histórico de trabalhos realizados pelo órgão de controle interno do Poder Executivo Federal.

No que se refere ao exame das conseqüências da corrupção na pretensão do gestor em reeleger-se, o presente trabalho confirmou resultados fundamentais da literatura, dentre os quais aquele segundo o qual os eleitores punem os maus gestores. Ou seja, o envolvimento do incumbente em atos de corrupção diminui as chances de reeleição.

Inesperado foi o resultado da variável "Alinhamento Presidente". O fato de pertencer ao partido de situação não garante reeleição. O resultado encontrado indica que, com 99% de confiança, tudo o mais constante, o fato do prefeito pertencer ao mesmo partido do chefe do executivo federal reduz suas chances de reeleição. Trata-se, portanto, de resultado que mereceria novas e aprofundadas análises.

Confirmou-se a relação positiva entre reeleição e incrementos nas transferências do governo central. Ou seja, é se de esperar que, em anos eleitorais, sejam intensificadas as transferências aos prefeitos pertencentes à base de apoio do governo.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Albuquerque, B. E., & Ramos, F. S. (2006, dezembro). Análise teórica e empírica dos determinantes de corrupção na gestão pública municipal. In *XXXIV Encontro Nacional de Economia da ANPEC*, Salvador, BA. Disponível em: http://www.anpec.org.br/encontro2006/artigos/A06A030.pdf

Brollo, F. (2010). *Who is punishing corrupt politicians: Voters or the central government? Evidence from the Brazilian anti-corruption program* (Working Paper Nº 336). Milano, It: IGIER, Università Bocconi. Disponível em: http://www.igier.unibocconi.it/folder.php?vedi=4226&tbn=albero

Brollo, F., Nannicini, T., Perotti, R. & Tabellini, G. (2010, janeiro). *The political resource curse* (Working Paper Nº 15705). National Bureau of Economic Research (NBER). doi: 10.3386/w15705

Bugarin, M. S., & Ferreira, I. F. S. (2004). Transferências voluntárias no federalismo fiscal brasileiro: Efeito do ciclo fiscal de meio de mandato sobre as eleições municipais. In ESAF (Ed.), *Finanças Públicas: IX Prêmio Tesouro Nacional* (Vol. 9, pp. 221–278). Brasília: Editora Universidade de Brasília.

Campos, F. d. A. O., & Castelar, L. I. d. M. (2013, dezembro). Avaliação da corrupção municipal a partir de microdados. In *XLI Encontro Nacional de Economia da ANPEC*, Foz do Iguaçu, PR. Disponível em: http://www.anpec.org.br/encontro/2013/files_I/i5-e80f32da48a7648db2c4609785a7b8f9.pdf

Ferraz, C., & Finan, F. (2011). Electoral accountability and corruption: Evidence from the audits of local governments. *The American Economic Review*, *101*(4), 1274–1311. doi: 10.1257/aer.101.4.1274

Ferraz, C., Finan, F. & Moreira, D. B. (2008, dezembro). Corrupção, má gestão, e desempenho educacional: Evidências a partir da fiscalização dos municípios. In *XXXVI Encontro Nacional de Economia da ANPEC*, Salvador, BA. Disponível em: http://www.anpec.org.br/encontro2008/artigos/200807211421560-.pdf

Gomes, L. L. (2013). *Avaliação do programa de fiscalização de municípios pequenos e médios a partir de sorteios públicos sobre corrupção e mau uso de recursos públicos* (Dissertação de mestrado, Universidade de São Paulo, São Paulo, SP). doi: 10.11606/D.12.2013.tde-13022014-133031

Gupta, S., Davoodi, H. & Alonso-Terme, R. (2002). Does corruption affect income inequality and poverty? *Economics of Governance*, *3*(1), 23–45. doi: 10.1007/s101010100039

Kaufmann, D., Kraay, A. & Zoido-Lobatón, P. (1999). *Governance matters* (Policy Research Working Paper Nº 2196). Washington, D. C.: The World Bank and World Bank Institute. Disponível em: http://documents.worldbank.org/curated/en/665731468739470954/Governance-matters

Lopes, M. F. M. (2011). *Corrupção: Estudo sobre as formas de mensuração, seus determinantes e perspectivas sobre as formas de combate* (Tese de Doutorado). Fundação Getúlio Vargas (EAESP–FGV).

Mauro, P. (1995). Corruption and growth. *The Quarterly Journal of Economics*, *110*(3), 681–712. doi: 10.2307/2946696

Santos, A. L. M. d. (2001). Sedimentação de lealdades partidárias no Brasil: Tendências e descompassos. *Revista Brasileira de Ciências Sociais*, *16*(45), 69–83. doi: 10.1590/S0102-69092001000100004

Thomas, V., Dailimi, M., Dhareshwar, A., Kaufmann, D., Kishor, N., Lopez, R. & Wang, Y. (2000). *The quality of growth*. Washington, D.C.: Oxford University Press (Published for the World Bank). Disponível em: http://documents.worldbank.org/curated/en/756531468780293668/The-quality-of-growth

Wooldridge, J. M. (2006). *Introdução à econometria: Uma abordagem moderna*. Pioneira Thomson Learning.

World Bank. (2000). *Bolivia, Ecuador, and Paraguay governance and anticorruption empirical diagnostic studies*. Washington, D.C..

Wyckoff, P. G. (2002). *Wage determination in the local public sector: Evidence from Oneida, Herkimer, Madison and Montgomery counties*. Hamilton College.

r b e

ISSN 1806-9134 (online)
DOI 10.5935/0034-7140.20180002
Revista Brasileira de Economia, **72**(1), 26–40

Speed of Reversion of Deviations of the Purchasing Power Parity for Brazilian Cities

Felipe de Sousa Bastos*
Roberto Tatiwa Ferreira†
Elano Ferreira Arruda‡

Contents: **1. Introduction; 2. Literature review; 3. Methodology; 4. Analysis of the results; 5. Concluding remarks; Appendix.**

Keywords: **Purchasing Power Parity, Speed of Reversion, Nickell Bias, Temporal Aggregation Bias.**

JEL Code: **C32, F31, F47.**

This study estimates the rate of reversion of deviations from the PPP for Brazilian cities considering three possible sources of bias: i) Nickell, ii) the heterogeneity of the autoregressive coefficients, and iii) generated by the temporal aggregation of price indices. The values of the estimated half-lives were approximately 4.41 and 3.18 years when considering the price index of Brazil and the average of the indices of cities as references, respectively. When using the price index for each city as the numeraire, the median half-life is 3.13 years.

O presente estudo estima a velocidade de reversão dos desvios da PPC para as cidades brasileiras considerando três possíveis fontes de viés: i) de Nickell, ii) de heterogeneidade dos coeficientes autorregressivos, e iii) o gerado pela agregação temporal dos índices de preços. Os valores das meias-vidas estimados foram aproximadamente 4,41 e 3,18 anos ao se considerar o índice de preço do Brasil e a média dos índices das cidades como referência, respectivamente. Ao se utilizar o índice de preço de cada cidade brasileira como numerário, a meia-vida mediana é de 3,13 anos.

1. INTRODUCTION

According to the theory of Purchasing Power Parity (PPP), first investigated by Cassel (1921, 1922), in economies whose markets operate in perfect competition there is an equalization of prices, and their real exchange rates converge in the long run to a common stationary value. This hypothesis has become standard in many international macroeconomic models, and due to its importance, several empirical studies have been performed to test its validity. However, despite the extensive and growing literature, PPP is still an important area of research, for its relevance to theoretical models, as well as the difficulty

*Doutorando em Economia, CAEN/UFC. Avenida da Universidade, 2700, 2º Andar, Benfica, Fortaleza, CE. CEP 60020-181. Tel/Fax: (85) 3366-7751. Email: flpsbastos@gmail.com

†CAEN/UFC. Email: rtf2@uol.com.br

‡CAEN/MAER/UFC. Email: elanocaen@gmail.com

Received on Aug 15th, 2014
Final Acceptance on Oct 18th, 2017

This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License.

empirical studies face in providing convincing evidence of its validity/regularity and in explaining the slow reversal speeds found (Culver & Papell, 1999).

This incomplete adjustment of the level of international relative prices can be justified by issues such as trade barriers; barriers arising from bureaucratic issues in the construction of the distribution system of goods sold; failures in the adjustment of the real exchange rate to shocks in relative prices; market imperfections, such as the presence of firms exercising monopoly power with different prices in segmented markets; transport costs associated with the transportation of goods from one region to another and, lastly, for possible differences in the price indices between countries (Rogoff, 1996; Taylor, 2004).

Therefore, the need to understand the persistence in deviations from the PPP for international data and the existence of large economic regions with a single currency, encouraged a large number of papers to investigate whether countries with continental dimensions, with great regional diversity, satisfy the conditions of PPP regularity and if the speed of reversion of deviations is lesser than shown in the international literature. Papers using data from within the same national borders, with common currency and trade, are to discuss the issues featured above.

Furthermore, this approach is relevant since excessive variations in relative prices, and hence on inflation differentials, lead to the inefficient allocation of resources among economic sectors and determine the differences in real wages and real interest rates that, in turn, influence the flows of labor and capital. Therefore, the movement of relative prices involves substantial loss of welfare to society, besides being useful in the investigation of the degree of integration and regional growth (Nath & Vargas-Silva, 2012; Hegwood & Nath, 2013). Also, with the use of intra data, it is possible to extract a better understanding of sources of persistent deviations from the PPPs present in studies using country information (Cecchetti, Mark, & Sonora, 2002).

In terms of the speed of reversion of deviations from the PPP, Rogoff (1996) finds as the standard in literature a range of 3 to 5 years for the half-life[1] of reversion of deviations from the PPP. However, considering intra information, where it is expected that deviations from the PPP would dissipate quickly, there is great variability in estimated half-lives, and these have been very sensitive to the choice of currency and the methodology used. For American cities, for example, there are estimations of half-lives which vary in the range of 3.82 (Culver & Papell, 1999) to 9.7 (Cecchetti et al., 2002) years.

Even though investigating the PPP and the speed of reversion from its deviations is widespread in international literature, in papers concerning American, Canadian, Mexican, Australian, Japanese and European cities,[2] one can observe in practical terms the absence of papers on the regional evolution of relative prices, with evidence on the speed of reversion of deviations from the PPP for Brazilian cities.

This study aims to fill that gap in literature by providing non-biased estimates of the speed of reversion of deviations from the PPP, denoted by the half-life of convergence for 11 Metropolitan Regions (MRs) in Brazil, for the 1991–2013 period considering Brazil as a whole, the average price level in Brazilian cities (average cross-section) and each of the MRs as the numeraire. To this end, we use the methodology featured in Choi, Mark, & Sul (2006), which proposes a panel estimation method with corrections for three possible sources of bias, namely: inappropriate grouping of biased cross-section units with heterogeneous autoregressive coefficients, Nickell bias (Nickell, 1981), or small samples bias, and bias derived from the temporal aggregation bias in price indices. It is noteworthy that the use of panel data in this kind of approach is desirable, because to combine units with cross-sections of time series considerably expands the number of observations, potentially increasing the accuracy of the estimated half-lives.

[1] Half the time required for a shock on the relative price level to dissipate.

[2] Engel & Rogers (1996); Culver & Papell (1999); Nenna (2001); (Cecchetti et al., 2002); L. L. Chen & Devereux (2003); Carrion-i-Silvestre, Barrio, & López-Bazo (2004); Nath & Sarkar (2009); Faber & Stokman (2009).

Besides this introduction, this work has four more sections. Below is presented a survey of the literature on price convergence, as well as recent papers relating to Brazil. The third section presents the data used and the econometric methodology. Afterwards, the results and concluding remarks of this work are featured.

2. LITERATURE REVIEW

After Cassel's initial papers (1921; 1922) on discussing the purchasing power parity (PPP), various papers, particularly from the 1990s onwards, have tried to better understand the relationship between prices and exchange rates among countries and even within certain countries.

Frankel & Rose (1995) use a set of 150 countries over the period of 1948 to 1992 to explore the cross-section variability provided by the longitudinal structure of the data, and estimate a half-life of about 4 years. Using data from the Organization for Economic Cooperation and Development (OECD) in the period from 1973 to 1986, Wei & Parsley (1995) estimate the half-life for the countries belonging to the European Monetary System (EMS) at 4.25 years and others this value increases to 4.75 years.

As mentioned before, several papers have studied not only the difference in prices among countries, but also within national borders of a given location. In a pioneering work regarding cities, Engel & Rogers (1996), analyze the nature of deviations from the PPP using data from the Consumer Price Index (CPI) of the 14 categories of consumer goods in 14 U.S. cities and 9 cities in Canada. Among their key findings are the positive effect of distance between cities on the volatility of relative prices and the greater variability of prices between equidistant cities in different countries. The authors also emphasize that nominal price rigidity seems to be one of the determinants of the "border effect"[3] on price volatility related factors.

Parsley & Wei (1996) find an upper limit for the speed of convergence of deviations from the PPP using panel data with quarterly prices of 51 goods and services in 48 U.S. cities over the period 1975:1 to 1992:4. Dividing into groups of tradable (perishable and non-perishable) and non-tradable goods, and calculating the half-lives from the median of the autoregressive coefficients of each group, the authors report reversals of approximately 5, 4 and 15 trimesters for non-perishable, perishable and non-tradable goods, respectively. They also find evidence of non-linearity in the convergence rates, since convergence occurs more rapidly when there are large gaps in prices to begin with.

Culver & Papell (1999), using data from the post-Bretton Woods era, find weak evidence of the validity of the PPP with intra-data referring to American and Canadian cities—compared to those obtained for European countries. Reversal speed of deviations from the PPP proved slower in the U.S. than those found for Canada and European countries. That is, even without the problems arising from trade barriers, exchange rate volatility, asymmetries in monetary policy and other factors that restrict arbitrage in the goods market, the authors find a slow process of price convergence in the United States.

The analysis of the sources of persistence in deviations from the PPP is also the main issue in Nenna (2001), which uses monthly data from Italy's main cities in the period from 1947 to 2000, and calculated a half-life of reversal of deviations from the PPP of 23.6 months. Also, the author finds evidence supporting the presence of the Harrod–Balassa–Samuelson effect,[4] and transportation costs as being determinants of the slow adjustment of relative prices.

Cecchetti et al. (2002) study the dynamics of price indices for 19 U.S. cities over the 1918–1995 period using panel data models. The authors find a slow speed reversal of deviations from the PPP,

[3] By controlling the distance—a proxy for transport costs—it is expected that cities from different countries exhibit higher volatility in exchange rates when compared to cities with the same distance, but located under the same border. We define this phenomenon as border effect.

[4] This hypothesis concerns the differential growth in productivity of domestic tradable goods sectors and non-tradable as generators of inflation differentials, changing the structure of internal prices.

with a half-life of approximately 9 years. The authors try to explain this slow adjustment of prices by a combination of the presence of transport costs, differential speeds of adjustment to large and small shocks and the inclusion of non-tradable goods in the computation of the general price index.

Using time series for 19 U.S. cities during the 1918 to 2000 period, L. L. Chen & Devereux (2003) find strong evidence that the prices of these cities converge over time, and that the dispersion of price levels is smaller for these cities than for OECD countries. The authors also claim that the nonstationarity of the real exchange rate is not evidence against the validity of the PPP when there is price convergence, since the real exchange rate[5] of the cities cannot return to a fixed average. Thus, this evidence is consistent with a broader version of the PPP that allows the transport costs and greater market integration reductions.

Carrion-i-Silvestre et al. (2004), in a study of 50 Spanish cities in the 1937–1992 period, find evidence in favor of the PPP, rejecting the null hypothesis of the presence of a unit root in 3 of 4 tests applied with an average half-life of 3.6 years.

Using data for 35 Mexican cities in the 1982–2000 period, Sonora (2005) examines the convergence of the price level for a country with moderately high inflation noting that in economies in such condition, in general, converge more quickly to the relative price of equilibrium. The results of unit root tests do not reject the hypothesis of PPP and display an estimated half-life of between 2 and 3 years. In addition, to examine the PPP in homogeneous areas in terms of productivity and preferences, the author divides the sample in regional areas, obtaining half-lives in the range of 1.7 to 7 years.

Choi & Matsubara (2007) use relative prices in Japanese cities for different types of goods and find that, regardless of the persistence measure used, the average half-lives are shorter than 2 years for most price indices considered. The authors note the existence of heterogeneity in the persistence within the categories of tradable and non-tradable goods and between cities. Thus, the authors assume that the extent of the heterogeneity among the CPI items is related to the degree of tradability and market structure, while physical distance and the relative size of cities can affect the heterogeneity between cities.

Choi et al. (2006) emphasize the existence of three potential sources of bias introduced by the structure of the panel data estimation of the half-life of deviations from the PPP. Such biases are introduced by the inappropriate aggregation of cross-section units with heterogeneous autoregressive coefficients estimates in small samples with constant term, and the presence of a lagged dependent variable (Nickell bias), and the aggregation of prices over time. The authors note, using data for 21 OECD countries, that the heterogeneous cross-section of the convergence rate for the PPP does not seem to be a quantitatively important source of bias. While simultaneously controlling for other sources of bias, the estimates produce an average half-life of 3 years.

Nath & Sarkar (2009) find no evidence of heterogeneity bias using annual data from the consumer price index (CPI) for 17 U.S. cities during the 1918–2006 period. As Choi et al. (2006), this work applies the Nickell bias correction method, as well as the time aggregation bias, producing a half-life of 7.5 years, lower than estimates from previous studies, although still quite slow.

Das & Bhattacharya (2008) use unit root tests for panels which are robust to cross-section dependence for Indian cities in 1995:1–2004:6 period. The authors estimate half-lives of 8.14 and 22.89 months for shocks on the common and idiosyncratic component respectively.

With a database comprising almost the entire period of the European integration, from 1960 to 2003, Faber & Stokman (2009) observe that there is strong evidence of the convergence of price levels in Europe for much of the past 40 to 50 years, levels that have been common over time in the United

[5]It is noteworthy that, for intranational data, relative prices and the real exchange rate are identical, since the nominal exchange rate in this case is equal to 1 ($E = 1$); i.e., the real exchange between cities will be $\theta = EP_i/P_j = P_i/P_j$, where P_i is the price level in city i, P_j is the price level in city j, $i \neq j$. However, henceforth the term relative price will be used in order to standardize the terminology.

States. Among the determinants of the dispersion of European price levels, the authors stress that indirect taxes, convergence of costs of tradable and non-tradable inputs, have contributed to different extents and degrees of variation on the time of convergence of price levels.

Nagayasu & Inakura (2009) use aggregated and disaggregated consumer price indices of Japanese cities in 1990–2003 to verify the convergence of relative prices using Tokyo as a benchmark. The authors find evidence in favor of the PPP, as evidence suggests stationary relative prices in Japan and a half-life of approximately 2 years.

To examine whether the choice of numeraire impacts on the dynamic behavior of relative prices in American cities, Chmelarova & Nath (2010) model the relative price between cities as being composed by two components: a common factor to all cross-sections and an idiosyncratic factor, which varies between cross-sections. The results suggest that the dynamic behavior of relative prices depends on the data of the chosen city as numeraire. With an estimated half-life varying from 7.60 to 18.11 years, the authors also point out that when correcting the estimates for the Nickell bias and temporal aggregation bias, as suggested by Choi et al. (2006), the half-lives obtained are smaller than those presented in a number of previous studies. Table 1 summarizes the main papers in literature with a summary of the data used, the methods and the main results on the reversal speed of deviations from the PPP.

In a general equilibrium approach, Carvalho & Nechio (2011) present a multisector, two-country, sticky-price model. They introduce the heterogeneity in the frequency of price changes across sectors, generating heterogeneous sectoral real exchange rate dynamics. In this framework, they find a half-life of 3.25 years for the PPP deviations. On the other hand, the counterfactual one-sector world economy produces a half-life just above 1 year. So, they conclude that the heterogeneity is an important determinant of the slow speed of reversion of the PPP deviations. Moreover, they point out that the papers which usually find a small role for heterogeneity and aggregation take into account just the aggregation effect—the total heterogeneity effect can be decomposed into an aggregation effect and a counterfactuality effect. However, according to them, the total heterogeneity effect on the half-life is primarily determined by the counterfactuality effect.

Thus, as can be seen, despite the extensive literature on the speed of reversion of deviations from the PPP in papers regarding cities, one sees almost no work in that line about the speed of reversion of deviations from the PPP for Brazilian cities. This work aims to contribute to this issue by providing empirical evidence for a sample of 11 Brazilian cities between 1991 and 2013, through the estimation method proposed by Choi, Mark, & Sul in 2006.

3. METHODOLOGY

3.1. Description and analysis of data

The data used in this work, obtained from the Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE), contains monthly information on the Consumer Price Index (IPCA) for 11 Brazilian cities,[6] covering the period from January 1991[7] to September 2013.

For purposes of estimating the half-life of the reversal of deviations from the PPP, the information was aggregated from a simple average, taking 2005 as the base year, so that the new data has annual frequency. This aggregation is necessary, since it uses the estimated coefficient of an AR(1) for calculating the speed of reversion and, as emphasized by Choi et al. (2006), this type of analysis is the most appropriate when the frequency of the data is annual. The authors point out that such a specification is appropriate to avoid complications such as the non-uniqueness of the half-life and setting the order of the autoregressive process, which for data on monthly prices requires a higher order.

[6] Belém, Belo Horizonte, Brasília, Curitiba, Fortaleza, Goiânia, Porto Alegre, Recife, Rio de Janeiro, Salvador and São Paulo.

[7] August 1991 was obtained by geometric mean from the values observed in the months of July and September.

Table 1. Half-life results obtained in empirical research.

Author(s)	Index	Period	Cities/Countries	Numeraire	Methodology	$H(\hat{p})$ years
Parsley & Wei (1996)	51 Prices of Commodities	1975:01–1992:04	USA Cities	New Orleans and New York	Levin e Lin (LL) test	1.25, 1.00 and 3.75[vii]
Culver & Papell (1999)	Consumer Price Index	USA (1978:05–1997:04) CAN (1978:09–1997:06)	USA and Canada Cities	All Cities	Feasible GLS	USA: 3.82 CAN: 1.83[i]
Nenna (2001)	Consumer Price Index	1947–2000	Italian Cities	Rome and Cross-section Average	LL test	1.97
Cecchetti et al. (2002)**	Consumer Price Index	1918–1995	USA Cities	Cross-section Average	From LL and Im, Pesaran e Shin (IPS) unit root tests with adjustments for the Nickell bias	8.50–9.70[iii]
L. L. Chen & Devereux (2003)**	Absolute Price Level built from the CPI	1918–2000	USA Cities	USA	Augmented Dickey-Fuller (ADF) test	4.98[ii]
Carrion-i-Silvestre et al. (2004)	Consumer Price Index	1939:07–1992:12	Spanish Cities	Spain	From unit root tests	3.60[ii]
Sonora (2005)	Consumer Price Index	1982:01–2000.12	Mexican Cities	México DF	Mean of $\hat{\rho}$ ADF with bias adjustment estimated through Kendall (1954)	2.00–3.00[iv]
Choi & Matsubara (2007)	36 Disaggregated CPI Items	1970:01–2002:12	Japanese Cities	All Cities	Sum of autoregressive coefficients (SARC), Impulse Response Function (IRF), RGLS and non-linear	< 2.00[v]
Das & Bhattacharya (2008)	Consumer Price Indices for Industrial Workers	1995:01–2004:06	Indian Regions	Cross-section Average and Nagpur	Moon-Perron (MP) test, direct Dickey-Fuller (DDF) and Robust developed by Breitung & Das (2008) with adjustment to the Nickel bias	0.68/1.91[vi]
Nath & Sarkar (2009)*	Consumer Price Index	1918–2006	USA Cities	Cross-section Average	GLS with FE with bias correction for Nickell and temporal aggregation	7.50
Nagayasu & Inakura (2009)	CPI Aggregated and Disaggregated	1990–2003	Japanese Cities	Tokyo	Moon & Perron (2004) unit root test	≈ 2.00
Chmelarova & Nath (2010)*	Consumer Price Index	1918–2007	USA Cities	All Cities	GLS with FE and Nickel bias correction	9.54[i]
Mohsin & Gilbert (2010)	Consumer Price Index	2001:07–2008:06	Pakistani Cities	Karachi and Lahori	Spatial GLS	< 0.42
Frankel & Rose (1995)	Consumer Price Index	1948–1992	150 países	USA	OLS with Standard errors corrected through Huber/White	≈ 4.00
Wei & Parsley (1995)	Sector Price Indices	1973–1986	14 OECD countries	–	–	4.25 and 4.75[viii]
Culver & Papell (1999)	Consumer Price Index	1978:01–1997:02	European Union	All Countries	Feasible GLS	2.19[i]
Choi et al. (2006)	Consumer Price Index	1973–1998	21 OECD coutries	All Countries	GLS with FE with bias correction for Nickell and temporal aggregation	3.00[ii]
Carvalho & Nechio (2011)	Artificial Data Generated by the Model	–	US Economy and Rest of the World	–	Computed directly from the impulse response functions implied by the solution of the models	3.25 and 1.17[ix]

Notes: *Used the same cities. **Used the same cities. (–) Unavailable. [i] Mean. [ii] Median. [iii] Interval tests LL (inferior) and IPS (superior). [iv] Minimum and Maximum intervals. [v] Inferior median 2 years for most numeraires. [vi] For common component and the idiosyncratic factor, respectively. [vii] For non-perishable, perishable and non-tradable goods, respectively. [viii] For countries belonging and not belonging to the European Monetary System, respectively. [ix] Multisector, two-country, sticky-price model and counterfactual one-sector world economy, respectively.

Table 2 reports the volatility of relative prices, measured in terms of their standard deviations, using each of the 11 metropolitan areas as numeraire, as well as the cross-section average and the IPCA in Brazil, aiming to examine the dynamic behavior of prices on the cities in the period. Thus, for each year there is the standard deviation of relative prices compared to its average value for each numeraire. The last row of the table refers to the average annual change in the volatility of relative prices.

It can be observed that the dispersal of relative prices has been reduced on average by 2.28% per year, which reflects a process of convergence and greater market integration among Brazilian cities. It is noteworthy that in terms of relative price, considering the cities of Belém and Recife as references, those two municipalities were the ones with the highest and lowest annual average reduction in volatility, 3.33% and 1.38% annually, respectively

3.2. Methodology

To quantify the half-life of reversal of deviations from the PPP for each numeraire considered, first we estimate the following first-order autoregressive process, AR(1), with fixed effects and possible heterogeneity among cross-sections units:

$$r_{it} = \alpha_i + \rho_i r_{it-1} + \varepsilon_{it}, \qquad i = 1,\dots,N \quad \text{and} \quad t = 1,\dots,T, \tag{1}$$

in which

$$r_{it} = \left(\ln P_{it} - \ln P^*_{jt}\right) \times 100, \tag{2}$$

where r_{it}, is the natural logarithm of the relative price for city i in year t, and r_{it-1} is the first lag of r_{it}.[8] In equation (2), P_{it} is the IPCA for city i in year t, and P^*_{jt} is the IPCA of the numeraire j chosen in year t.[9] From the estimated coefficients, $\hat{\rho}_i$, one obtains the estimated half-lives for each numeraire, defined as the period of time necessary for deviations from the PPP to be dissipated in half, through the following equation:

$$H(\hat{\rho}_i) = -\frac{\ln 2}{\ln \hat{\rho}_i}. \tag{3}$$

However, the speed of reversion of deviations from the PPP is non-linear and extremely sensitive to the value of $\hat{\rho}$. Therefore, a cautious estimation and strong statistical rigor is necessary to obtain the autoregressive coefficient ($\hat{\rho}$) so that there is greater precision in the calculation of $H(\hat{\rho})$.

In that sense, Choi et al. (2006) warn of the possible presence of three important biases in the estimation of the speed of reversion of deviations from the PPP using panel data: the bias generated by the inappropriate aggregation of heterogeneous autoregressive coefficients, the bias originated from the estimation with small samples which occurs when a dynamic regression includes an intercept (Nickell bias), and the bias which occurs because of the time aggregation of data.[10]

The heterogeneity bias arises when different rates of convergence of the PPP are considered identical in the estimation of panel data. Additionally, as the IPCA is constructed from the prices of several individual goods that have different speeds of adjustment, the data is also subjected, as highlighted Imbs, Mumtaz, Ravn, & Rey (2005), to the bias arising from sectorial heterogeneity. However, S.-S. Chen & Engel (2005) shows that sectoral heterogeneity is not a significant source of bias and other empirical papers also do not find evidence in favor of heterogeneity (Choi et al., 2006; Nath & Sarkar,

[8]Note that the log-linear equation of the real exchange rate (2) does not depend on the nominal exchange rate. This happens because these are observations for cities located within the same national boundary, therefore, with the same currency, implying that the nominal exchange $E_{it} = 1$, and, hence $e_{it} = \ln E_{it} = 0$.

[9]The subscript j refers to the aggregate index of Brazil, the average cross-section; or each of the metropolitan regions considered.

[10]For a complete derivation of all sources of bias and the estimation procedure reported in this work, see Choi et al. (2006) and Phillips & Sul (2007).

Table 2. Relative price dispersal.

Year	Numeraire												
	Belém	Belo Horizonte	Brasília	Curitiba	Fortaleza	Goiânia	Rio de Janeiro	Salvador	São Paulo	Porto Alegre	Recife	Brazil	Mean
1991	0.050	0.046	0.051	0.050	0.051	0.051	0.046	0.049	0.050	0.052	0.041	0.049	0.049
1992	0.042	0.040	0.042	0.042	0.037	0.039	0.036	0.037	0.042	0.042	0.038	0.040	0.040
1993	0.033	0.032	0.034	0.034	0.026	0.034	0.030	0.032	0.034	0.034	0.033	0.033	0.033
1994	0.033	0.033	0.034	0.035	0.027	0.035	0.029	0.034	0.035	0.034	0.035	0.033	0.033
1995	0.033	0.037	0.037	0.038	0.034	0.037	0.032	0.037	0.037	0.037	0.038	0.036	0.036
1996	0.033	0.035	0.033	0.035	0.033	0.033	0.031	0.034	0.029	0.032	0.034	0.033	0.033
1997	0.033	0.033	0.032	0.034	0.033	0.032	0.032	0.033	0.021	0.031	0.033	0.032	0.032
1998	0.031	0.031	0.029	0.031	0.030	0.029	0.031	0.031	0.021	0.029	0.031	0.030	0.030
1999	0.025	0.026	0.025	0.026	0.025	0.023	0.026	0.026	0.016	0.025	0.025	0.025	0.025
2000	0.021	0.022	0.021	0.021	0.021	0.018	0.021	0.021	0.013	0.021	0.022	0.020	0.020
2001	0.017	0.017	0.017	0.016	0.017	0.015	0.017	0.017	0.011	0.017	0.017	0.016	0.016
2002	0.015	0.014	0.014	0.014	0.015	0.013	0.015	0.014	0.012	0.015	0.015	0.014	0.014
2003	0.013	0.011	0.013	0.013	0.013	0.012	0.013	0.011	0.013	0.012	0.013	0.013	0.013
2004	0.008	0.008	0.009	0.009	0.009	0.008	0.009	0.008	0.009	0.008	0.009	0.009	0.009
2005	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
2006	0.009	0.007	0.008	0.008	0.008	0.009	0.009	0.008	0.007	0.008	0.008	0.008	0.008
2007	0.014	0.012	0.014	0.013	0.014	0.014	0.014	0.014	0.014	0.013	0.014	0.013	0.013
2008	0.017	0.019	0.021	0.019	0.020	0.020	0.020	0.020	0.019	0.020	0.019	0.020	0.020
2009	0.017	0.022	0.023	0.021	0.023	0.023	0.023	0.023	0.022	0.022	0.022	0.022	0.022
2010	0.018	0.024	0.025	0.024	0.025	0.024	0.025	0.025	0.024	0.024	0.025	0.024	0.024
2011	0.017	0.021	0.022	0.022	0.022	0.021	0.023	0.022	0.021	0.020	0.022	0.021	0.021
2012	0.020	0.024	0.026	0.025	0.026	0.023	0.026	0.026	0.024	0.024	0.025	0.024	0.024
2013	0.023	0.029	0.031	0.030	0.031	0.028	0.031	0.031	0.028	0.028	0.030	0.029	0.029
Δ% per year	-3.33	-2.01	-2.25	-2.26	-2.23	-2.62	-1.78	-2.04	-2.48	-2.66	-1.38	-2.27	-2.27

Notes: Δ% per year refers to the average growth rate of volatility in relative prices between 1991 and 2013, defined as: $[(\ln(t_f) - \ln(t_0))/T] \times 100$, in which t_0 and t_f indicate the volatility in relative prices in the first and last period of the sample, respectively, and $T = 23$.

2009; Chmelarova & Nath, 2010). To verify the assumption of homogeneity of these autoregressive parameters, we use the method proposed by Pesaran & Yamagata (2008), which is appropriate for dynamic panel data models of the AR(1) kind in which $T \geq N$. In case the null hypothesis of homogeneity $H_0{:}\rho_i = \rho$, $\forall i$, is rejected, an estimation procedure based on the Recursive Mean Adjusted Seemingly Unrelated Regression (RSUR)[11] can be applied. This test is based on the dispersion of individual slope estimates from a suitable estimator. Let τ_T be a $T \times 1$ vector of ones, and k the number of regressors. The test statistics[12] used here is defined by

$$\widetilde{\Delta} = \sqrt{N}\left(\frac{N^{-1}\tilde{S} - k}{\sqrt{2k}}\right), \tag{4}$$

$$\tilde{S} = \sum_{i=i}^{N}(\widehat{\beta}_i - \widetilde{\beta}_{\text{WFE}})' \frac{X_i' M_\tau X_i}{\widetilde{\sigma}_i^2}(\widehat{\beta}_i - \widetilde{\beta}_{\text{WFE}}), \tag{5}$$

$$\widetilde{\beta}_{\text{WFE}} = \left(\sum_{i=1}^{N} \frac{X_i' M_\tau X_i}{\widetilde{\sigma}_i^2}\right)^{-1} \sum_{i=i}^{N} \frac{X_i' M_\tau y_i}{\widetilde{\sigma}_i^2}, \tag{6}$$

$$M_i = I_T - Z_i\left(Z_i' Z_i\right)^{-1} Z_i' \quad \therefore \quad Z_i = (\tau_T, X_i). \tag{7}$$

As for the Nickell bias, it occurs because the error of the estimated regression with the variables as deviations from the sample mean is correlated with current and future values of the dependent variable, and as these future values make up the sample mean which is now incorporated into the explanatory variable, the errors are also correlated with the explanatory variable. Under these conditions, by including the constant term, the least squares estimator underestimates the autoregressive coefficient, and, because of the use of panel data, even estimating by least squares with dummy variables (LSDV) does not eliminate this bias.

To correct the Nickell bias in the estimates when this is the only source of bias in the dynamic panel, the inverse of the bias presented in Choi et al. (2006) is applied to the coefficient estimated by Feasible Generalized Least Squares with fixed effects (FGLS) to obtain a non-biased estimator (MUE), which is $\hat{\rho}_{\text{MUE}} = m^{-1}(\hat{\rho}_{\text{LSDV}})$.

The third source of bias considered in this work may occur because of the temporal aggregation of data from the mean, which could introduce a moving average MA(1) structure in the regression error. Information that has been collected on a daily, weekly or monthly frequency and is transformed into annual data, and which does not consider this type of problem, tends to overestimate the true value of ρ and, hence, the half-life.

Thus, data which was aggregated is indexed by an interval $t = 1, \ldots, T$, and within each interval there are M subintervals that depend on the frequency with which the data was collected. The estimations carried out in this work were corrected for this problem considering $M = 12, 30$ and 365.[13] To circumvent this problem, the inverse of the temporal aggregation bias in function of M is applied.

Lastly, given the existence of both sources of bias—Nickell and temporal aggregation—there still may be a combined effect of the interaction between them generating an additional bias.[14] The combined net effect of this bias depends on the true value of ρ.

Choi et al. (2006) show that in the neighborhood of $\rho = 0.9$, the biases annul each other; if the true value of $\rho < 0.9$, there is an overestimation of the autoregressive coefficient, and underestimation if the

[11] For a detailed description, see Choi et al. (2004).

[12] Pesaran & Yamagata (2008) show that $\widetilde{\Delta} \to N(0,1)$ as $(N,T) \to \infty$.

[13] We chose to display the estimation for $M = 12$. Estimates for $M = 30$ and $M = 365$ show no significant differences compared to what has been presented here and are available upon request.

[14] In the absence of heterogeneity of the autoregressive coefficient.

contrary occurs. The procedure to correct the combined bias consists in estimating ρ through FGLS, and afterwards applying the inverse function of the combined bias calculated in Choi et al. (2006), which is $\hat{\rho}_{\text{GNTAU}} = B^{-1}(\hat{\rho}_{\text{FGLS}}, M, T)$,[15] in which $B^{-1}(\cdot)$ is the inverse of the Nickell and temporal aggregation biases combined, M is the number of adopted subintervals, and T is the number of periods.

In short, the econometric strategy adopted in this work follows the following steps: first, the homogeneity test proposed by Pesaran & Yamagata (2008) is used to verify if heterogeneity is a relevant source of bias in the data used. Afterwards, in case the autoregressive coefficients are homogenous, we estimate (1) under $\rho_i = \rho$, $\forall i$, through FGLS with fixed effects, $\hat{\rho}_{\text{FGLS}}$. Then, the Nickell bias correction is applied to $\hat{\rho}_{\text{FGLS}}$, obtaining thus $\hat{\rho}_{\text{GMUE}} = m^{-1}(\hat{\rho}_{\text{FGLS}})$. Also, the inverse of the temporal aggregation bias is applied to calculate $\hat{\rho}_{\text{GTAU}}$. Lastly, we correct $\hat{\rho}_{\text{FGLS}}$ considering the combined Nickell and time aggregation biases, to generate $\hat{\rho}_{\text{GNTAU}}$. In all those steps, the half-lives are calculated as defined in equation (3).

4. ANALYSIS OF THE RESULTS

To estimate the dynamic behavior of relative prices among Brazilian cities according to the methodology presented in the previous section, first we verify the validity of the hypothesis of homogeneity of the autoregressive parameters as proposed by the Pesaran & Yamagata (2008) test. Table 1 in the Appendix shows the results of this test conducted for each city used as a numeraire. The hypothesis of homogeneity is not rejected at the 1% level only when Belo Horizonte is the numeraire city.[16] Therefore, cross-section heterogeneity is not shown to be a significant source of bias when estimating the rate of reversion of deviations from the PPP for Brazilian cities. Thus, the estimation procedure adopted here follows the one proposed by Choi et al. (2006).

Table 3 summarizes the results of the steps described in the previous section: (i) estimation without correction, (ii) only correcting the Nickell bias, (iii) only correcting the temporal aggregation bias, (iv) with the correction for the combined Nickell bias and time aggregation.

In general, the evidence, as expected, indicates that the half-lives estimated with correction for both biases are, for all the numeraires considered, within the range of estimates that correct only for the Nickell bias or temporal aggregation bias alone. Furthermore, there is evidence that the effect of the time aggregation bias overlaps the Nickell bias, since, with the exception of estimates having Belém and Porto Alegre as numeraires, the other half lives without corrections were superior to those with correction of both biases.

Although the literature indicates that the half-lives when using data for cities are shown to be quite sensitive to the choice of numeraire, it can be stated that, within the limits of 2.55 to 3.84 years, the choice of numeraire does not exert great influence on the speed of reversion of deviations from the PPP for Brazilian cities.[17] This range observed for the half-lives is reasonably greater than the range obtained by Sonora (2005), which was 2–3 years for Mexican cities. It is noteworthy that, for American cities, these vary between 3.82 (Culver & Papell, 1999) and 9.70 (Cecchetti et al., 2002) years.

With a median half-life of 3.13 years, the results obtained are consistent with some recent studies for American cities such as L. L. Chen & Devereux (2003), with reversal speed of 4.98 years deviations from the PPP; for Spanish cities, Carrion-i-Silvestre et al. (2004) obtained a half-life of 3.60 years.

[15] GNTAU refers to the estimation of FGLS combined with correction of bias Nickell and Temporal Aggregation.

[16] Choi et al. (2006) use a sample with 21 industrial countries and do not reject the null hypothesis of homogeneity only when Germany is the numeraire country. They conclude that evidence against homogeneity is weak in their data set and that pooling is appropriated.

[17] Table A-2, in Appendix, reports the results for aggregate regions. There is no significant difference.

Table 3. *Feasible GLS panel estimation.*

	No Bias Corrections		Nickell Bias Corrected		Time Aggregation Bias Corrected		Nickell and Time Aggregation Bias Corrected	
Numeraire	$\hat{\rho}_{FGLS}$	$H(\hat{\rho}_{FGLS})$	$\hat{\rho}_{GMUE}$	$H(\hat{\rho}_{GMUE})$	$\hat{\rho}_{GTAU}$	$H(\hat{\rho}_{GTAU})$	$\hat{\rho}_{GNTAU}$	$H(\hat{\rho}_{GNTAU})$
Belém	0.829	3.70	0.921	8.42	0.722	2.13	0.830	3.72
Belo Horizonte	0.836	3.87	0.886	5.73	0.681	1.80	0.785	2.86
Brasília	0.826	3.63	0.868	4.90	0.661	1.67	0.762	2.55
Curitiba	0.836	3.87	0.925	8.89	0.726	2.16	0.835	3.84
Fortaleza	0.835	3.84	0.876	5.24	0.670	1.73	0.772	2.68
Goiânia	0.817	3.43	0.899	6.51	0.697	1.92	0.802	3.14
Rio de Janeiro	0.846	4.14	0.894	6.19	0.691	1.88	0.795	3.02
Salvador	0.817	3.43	0.908	7.18	0.708	2.01	0.814	3.37
Porto Alegre	0.814	3.37	0.919	8.21	0.720	2.11	0.828	3.68
Recife	0.849	4.23	0.898	6.44	0.696	1.91	0.801	3.13
São Paulo	0.845	4.12	0.878	5.33	0.672	1.74	0.774	2.71
Brasil	0.939	11.01	0.94	11.2	0.744	2.34	0.855	4.41
Mean	0.832	3.77	0.901	6.65	0.699	1.94	0.804	3.18
Minimum	0.814	3.37	0.868	4.90	0.661	1.67	0.762	2.55
Maximum	0.849	4.23	0.925	8.89	0.726	2.16	0.835	3.84
Mean	0.832	3.76	0.897	6.41	0.695	1.90	0.800	3.15
Median	0.835	3.84	0.898	6.44	0.696	1.91	0.801	3.13

Note: Estimates using the IPCA for Brazil and the mean as numeraires were not considered in the calculation of minimum, maximum, mean, and median.

Additionally, as expected, the evidence of reversal speed of deviations from the PPP for countries,[18] except when compared to those observed in Culver & Papell (1999), were greater than the median half-life of 3.13 years found for Brazilian cities. This reinforces the idea that, for cities located within the same national borders and common currency and the absence of asymmetries in monetary policy, there is greater integration of markets and lower persistence of deviations from the PPP, although the speed of adjustment still appears to be slow.

Table 4 reports the percentage of the estimated half-lives in this work that are below, within or above the range indicated by Rogoff's consensus (1996). The results show that 66.67% of the estimated half-lives are in that range, and that none surpassed such interval.

Table 4. Proportion of half-lives according to Rogoff's (1996) interval consensus.

$H(\hat{\rho}_{GNTAU}) < 3$	$3 \leq H(\hat{\rho}_{GNTAU}) \leq 5$	$H(\hat{\rho}_{GNTAU}) > 5$
33.33%	66.67%	0.00%

Note: Half-lives refer to estimates of both kinds of bias correction. Estimations using the aggregated IPCA for Brazil and the Mean as numeraires were not considered.

[18] Frankel & Rose (1995); Wei & Parsley (1995). Frankel (1986)—4.6 years—and other papers concerning countries which are not discussed here showed a greater half-life than the average result of this work.

It was also observed that 33.33% of estimated reversal speeds are below the stipulated range. This result can be explained by the recent range of the data used, since in recent years the cost of transport and information for consumers has decreased,[19] reducing the time reversal of deviations from the PPP. In addition, some products previously considered to be non-tradable, such as education and financial services, became tradable with the reduction of information costs contributing to the reduction of the half-life of deviations.

5. CONCLUDING REMARKS

This work estimates the rate of reversion of deviations from the PPP for 11 Brazilian cities through the methodology proposed by Choi et al. (2006), which can correct for three possible biases in the estimation of half-lives using panel data, which are: the bias generated by the inappropriate aggregation of heterogeneous coefficients, the Nickell bias, and the bias from the temporal aggregation of data indices.

The estimated half-lives when using the price index of Brazil and the average of price indices of cities as references are 3.18 and 4.41 years, respectively. When using the price index for each city as numeraire, a median half-life of 3.13 years is estimated. It is noteworthy that 33.33% of the half-lives obtained here was inferior to the consensus range suggested by Rogoff (1996) of 3–5 years, and none surpassed such interval.

The results confirm the prediction that speeds of reversion of deviations from the PPP when using data for cities should be smaller than those observed when using data from countries. This finding is explained in terms of greater market integration, more homogeneous areas regarding preferences and productivity, the absence of asymmetries in monetary policy, lower trade barriers and bottlenecks in the distribution system of goods sold, reduced transport costs and, lastly, the more homogeneous composition of price indices between cities within the same country (Sonora, 2005; Carrion-i-Silvestre et al., 2004).

Finally Carvalho & Nechio (2011) reports a half-life of 3.25 years for the PPP deviations, which is close to our results. Nevertheless, this estimate is obtained in the presence of heterogeneity in the frequency of price setting across sectors, and without it, this value is smaller. They show that cross-section heterogeneity always causes a positive bias, and one possibility is that the procedure we used to test the null hypothesis of homogeneity does not capture the type of heterogeneity presented by these authors. Therefore, it will be interesting in future work to investigate the effects of this type of heterogeneity in the estimates of half-live among Brazilian cities.

REFERENCES

Breitung, J., & Das, S. (2008). Testing for unit roots in panels with a factor structure. *Econometric Theory*, *24*(1), 88–108. doi: 10.1017/S0266466608080067

Carrion-i-Silvestre, J. L., Barrio, T. d., & López-Bazo, E. (2004). Evidence on the purchasing power parity in a panel of cities. *Applied Economics*, *36*(9), 961–966. doi: 10.1080/0003684042000233186

Carvalho, C., & Nechio, F. (2011). Aggregation and the PPP puzzle in a sticky-price model. *The American Economic Review*, *101*(6), 2391–2424. doi: 10.1257/aer.101.6.2391

Cassel, G. (1921). *The World's monetary problems: Two memoranda*. New York: E.P. Dutton and Co.

Cassel, G. (1922). *Money and foreign exchange after 1914*. New York: McMillan.

Cecchetti, S. G., Mark, N. C., & Sonora, R. J. (2002). Price index convergence among United States cities. *International Economic Review*, *43*(4), 1081–1099. Retrieved from http://www.jstor.org/stable/826961

[19] With the advent of the internet, for example, relatively simple search tools make comparing prices of different goods (tradables) in different markets an easy task for consumers in general.

Chen, L. L., & Devereux, J. (2003). What can US city price data tell us about purchasing power parity? *Journal of International Money and Finance*, *22*(2), 213–222. doi: 10.1016/S0261-5606(02)00102-X

Chen, S.-S., & Engel, C. (2005). Does "aggregation bias" explain the PPP puzzle? *Pacific Economic Review*, *10*(1), 49–72. doi: 10.1111/j.1468-0106.2005.00260.x

Chmelarova, V., & Nath, H. K. (2010). Relative price convergence among US cities: Does the choice of numeraire city matter? *Journal of Macroeconomics*, *32*(1), 405–414. doi: 10.1016/j.jmacro.2009.09.006

Choi, C.-Y., Mark, N. C., & Sul, D. (2004, July). *Bias reduction by mean adjustment in dynamic panel data models*. Retrieved from http://www.nd.edu/~meg/MEG2004/Choi-Chi-Young.pdf

Choi, C.-Y., Mark, N. C., & Sul, D. (2006). Unbiased estimation of the half-life to PPP convergence in panel data. *Journal of Money, Credit and Banking*, *38*(4), 921–938. Retrieved from https://www3.nd.edu/~nmark/wrkpaper/PPP%20Bias_JMCB.pdf

Choi, C.-Y., & Matsubara, K. (2007). Heterogeneity in the persistence of relative prices: What do the Japanese cities tell us? *Journal of the Japanese and International Economies*, *21*(2), 260–286. doi: 10.1016/j.jjie.2006.03.002

Culver, S. E., & Papell, D. H. (1999, June). *Panel evidence of purchasing power parity using intranational and international data*. Retrieved from http://www.uh.edu/~dpapell/citypap.pdf

Das, S., & Bhattacharya, K. (2008). Price convergence across regions in India. *Empirical Economics*, *34*(2), 299–313. doi: 10.1007/s00181-007-0123-8

Engel, C., & Rogers, J. H. (1996). How wide is the border? *The American Economic Review*, *86*(5), 1112–1125. Retrieved from http://www.jstor.org/stable/2118281

Faber, R. P., & Stokman, A. C. J. (2009). A short history of price level convergence in Europe. *Journal of Money, Credit and Banking*, *41*(2-3), 461–477. doi: 10.1111/j.1538-4616.2009.00215.x

Frankel, J. A. (1986). International capital mobility and crowding-out in the U.S. economy: Imperfect integration of financial markets or of goods markets? In R. Hafer (Ed.), *How open is the U.S. economy* (pp. 33–74). St. Louis, Lexington, MA: Federal Reserve Bank of St. Louis. Retrieved from https://files.stlouisfed.org/research/publications/review/86/conf/frankel.pdf

Frankel, J. A., & Rose, A. K. (1995, February). *A panel project on purchasing power parity: Mean reversion within and between countries* (Working Paper No. 5006). National Bureau of Economic Research (NBER). doi: 10.3386/w5006

Hegwood, N. D., & Nath, H. K. (2013). Structural breaks and relative price convergence among US cities. *Journal of Macroeconomics*, *36*, 150–160. doi: 10.1016/j.jmacro.2012.12.006

Imbs, J., Mumtaz, H., Ravn, M. O., & Rey, H. (2005). Ppp strikes back: Aggregation and the real exchange rate. *Quarterly Journal of Economics*, *120*(1), 1–43. doi: 10.1162/0033553053327524

Kendall, M. G. (1954). Note on bias in the estimation of autocorrelation. *Biometrika*, *41*(3-4), 403–404. doi: 10.1093/biomet/41.3-4.403

Mohsin, H. M., & Gilbert, S. (2010). The relative city price convergence in Pakistan: Empirical evidence from spatial GLS. *The Pakistan Development Review*, *49*(4), 439–448. Retrieved from http://www.pide.org.pk/pdf/PDR/2010/Volume4/439-448.pdf

Moon, H. R., & Perron, B. (2004). Testing for a unit root in panels with dynamic factors. *Journal of Econometrics*, *122*(1), 81–126. doi: 10.1016/j.jeconom.2003.10.020

Nagayasu, J., & Inakura, N. (2009). PPP: Further evidence from Japanese regional data. *International Review of Economics & Finance*, *18*(3), 419–427. doi: 10.1016/j.iref.2008.09.003

Nath, H. K., & Sarkar, J. (2009). Unbiased estimation of the half-life to price index convergence among U.S. cities. *Journal of Money, Credit and Banking*, *41*(5), 1041–1046. Retrieved from http://www.jstor.org/stable/40271593

Nath, H. K., & Vargas-Silva, C. (2012). Remittances and relative prices. *Review of Development Economics*, *16*(1), 45–61. doi: 10.1111/j.1467-9361.2011.00645.x

Nenna, M. (2001). *Price level convergence among italian cities: Any role for the Harrod–Balassa–Samuelson Hypothesis?* (Working Paper No. 64). Rome: Ministero dell'Economia e delle Finanze, Consiglio degli Esperti e Faculty of Economics, University of Rome La Sapienza.

Nickell, S. (1981). Biases in dynamic models with fixed effects. *Econometrica*, *49*(6), 1417–1426. Retrieved from http://www.jstor.org/stable/1911408

Parsley, D. C., & Wei, S.-J. (1996). Convergence to the law of one price without trade barriers or currency fluctuations. *The Quarterly Journal of Economics*, *111*(4), 1211–1236. doi: 10.2307/2946713

Pesaran, M. H., & Yamagata, T. (2008). Testing slope homogeneity in large panels. *Journal of Econometrics*, *142*(1), 50–93. doi: 10.1016/j.jeconom.2007.05.010

Phillips, P. C. B., & Sul, D. (2007). Bias in dynamic panel estimation with fixed effects, incidental trends and cross section dependence. *Journal of Econometrics*, *137*(1), 162–188. doi: 10.1016/j.jeconom.2006.03.009

Rogoff, K. (1996). The purchasing power parity puzzle. *Journal of Economic Literature*, *34*(2), 647–668. Retrieved from http://www.jstor.org/stable/2729217

Sonora, R. J. (2005). City CPI convergence in Mexico. *Review of Development Economics*, *9*(3), 359–367. Retrieved from 10.1111/j.1467-9361.2005.00281.x

Taylor, M., Alan e Taylor. (2004). The purchasing power parity debate. *Journal of Economic Perspectives*, *18*(4), 135–158. doi: 10.1257/0895330042632744

Wei, S.-J., & Parsley, D. C. (1995, February). *Purchasing power disparity during the floating rate period: Exchange rate volatility, trade barriers and other culprits* (Working Paper No. 5032). National Bureau of Economic Research (NBER). doi: 10.3386/w5032

APPENDIX.

Table A-1. Homogeneity test from Pesaran & Yamagata (2008).

Numeraire	$\tilde{\Delta}$	p-value
Belém	-0.255	0.799
Belo Horizonte	**2.65**	**0.008**
Brasília	1.279	0.201
Curitiba	1.753	0.080
Fortaleza	-1.041	0.298
Goiânia	-0.678	0.498
Rio de Janeiro	1.883	0.06
Salvador	0.036	0.971
Porto Alegre	-0.645	0.519
Recife	1.573	0.116
São Paulo	-1.784	0.074

Table A-2. Feasible GLS panel estimation for aggregate regions.

	No Bias Corrections		Nickell Bias Corrected		Time Aggregation Bias Corrected		Nickell and Time Aggregation Bias Corrected	
Numeraire	$\hat{\rho}_{\text{FGLS}}$	$H(\hat{\rho}_{\text{FGLS}})$	$\hat{\rho}_{\text{GMUE}}$	$H(\hat{\rho}_{\text{GMUE}})$	$\hat{\rho}_{\text{GTAU}}$	$H(\hat{\rho}_{\text{GTAU}})$	$\hat{\rho}_{\text{GNTAU}}$	$H(\hat{\rho}_{\text{GNTAU}})$
Nordeste	0.796	3.04	0.915	7.80	0.716	2.07	0.823	3.55
Norte	0.783	2.83	0.856	4.46	0.646	1.59	0.746	2.36
Sul	0.764	2.57	0.859	4.56	0.650	1.61	0.750	2.41
Sudeste	0.795	3.02	0.909	7.26	0.708	2.01	0.814	3.38
Centro-Oeste	0.768	2.63	0.919	8.21	0.720	2.11	0.828	3.67
Brasil	0.798	3.07	0.896	6.31	0.693	1.89	0.798	3.07
Minimum	0.764	2.57	0.856	4.46	0.646	1.59	0.746	2.36
Maximum	0.796	3.04	0.919	8.21	0.720	2.11	0.828	3.67
Mean	0.781	2.82	0.892	6.46	0.688	1.88	0.792	3.07
Median	0.783	2.83	0.909	7.26	0.708	2.01	0.814	3.38

Note: Estimates using the IPCA for Brazil as numeraire was not considered in the calculation of minimum, maximum, mean, and median.

r b e

ISSN 1806-9134 (online)
DOI 10.5935/0034-7140.20180003
Revista Brasileira de Economia, **72**(1), 41–60

A Terceirização Precariza as Relações de Trabalho? O Impacto Sobre Acidentes e Doenças

Carlos Alberto Belchior*

Sumário: **1. Introdução; 2. Determinantes dos acidentes de trabalho; 3. Análise empírica; 4. Análise de robustez; 5. Impactos heterogêneos; 6. Conclusão; Apêndice.**

Palavras-chave: **Terceirização, Acidentes, Precarização.**

Códigos JEL: **J41, J81.**

Em março de 2017, passou pela sanção presidencial um projeto de lei que promove uma nova regulamentação sobre as relações contratuais terceirizadas. Tal projeto gerou uma significativa discussão sobre os impactos deste modelo de contrato. Ela, entretanto, não teve um embasamento empírico satisfatório, em grande medida pela dificuldade de obtenção de dados de trabalhadores terceirizados para o Brasil. Neste trabalho buscamos contribuir com o debate testando se a terceirização precariza as relações de trabalho ao impactar os acidentes sofridos pelos trabalhadores. Concluímos que a terceirização diminui o risco dos trabalhadores sofrerem acidentes, mas aumenta a gravidade dos acidentes sofridos. Tais resultados não são alterados ao controlarmos características individuais não observáveis.

In march 2017, a new regulamentation on outsourced contract relations passed presidential sanction. This bill increased the debate over the consequences of that kind of contract. The discussion, however, was not structurated on empirical basis, once it's difficult to obtain data on brazilian outsourced workers. In this paper we try to fill this gap and test if outsourcing diminishes work safety, affecting the accidents suffered by the workers. We conclude that outsourcing decreases the probability of the worker having an accident, but increase the severity of the accidents. Further estimates suggest that our results were not driven for unobserved individual characteristics.

1. INTRODUÇÃO

As firmas têm aumentado a sua flexibilidade organizacional, como forma de se adaptar à crescente concorrência (Rajan & Wulf, 2008). Uma das formas mais comuns de flexibilização é a terceirização — a compra de materiais ou aquisição de serviços no mercado, substituindo atividades que antes eram produzidas dentro da firma.

Como forma de responder à crescente demanda de trabalhadores terceirizados e empresários, passou recentemente pela sanção presidencial um projeto de lei que regulamenta a terceirização de atividades e, entre outras coisas, permite a terceirização de atividades-fim.[1]

*Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro (PUC-Rio). Email: carlosalbertobdc@gmail.com

[1] A diferenciação entre atividade-meio e fim tem embasamento na literatura sobre administração dos custos e benefícios da terceirização (Arnold, 2000). Todavia, a separação de atividades mostrou-se bastante arbitrária e foi criticada por engessar excessivamente as atividades das firmas.

Recebido em 19 de janeiro de 2016
Aceitação final em 23 de outubro de 2017

This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License.

Espera-se que a nova regulamentação reduza significativamente a incerteza associada ao processo de descentralização e é esperado que as firmas brasileiras passem a acompanhar a tendência internacional e aumentem a proporção de contratos terceirizados. Nesse contexto, o estudo das implicações da terceirização tanto sobre os trabalhadores como sobre o desempenho das firmas torna-se um tema de grande interesse.

O projeto recebeu forte oposição sindical, uma vez que atribuiu-se à terceirização uma diminuição significativa na remuneração dos trabalhadores e aumento nos acidentes e mortes associados ao trabalho. Afirmou-se que esta última consequência é "a face mais cruel" do processo de terceirização (CUT, 2014, p.26).

O estudo apresentado pela Central Única dos Trabalhadores (CUT), entretanto, apresenta dois grandes problemas. A formação da base de dados não é discutida de maneira clara, o que é extremamente problemático no caso brasileiro, uma vez que as bases de dados usualmente utilizadas para estudar o mercado de trabalho no Brasil não apresentam uma divisão clara entre trabalhadores terceirizados e não terceirizados.

Além disso, a relação inferida entre acidentes de trabalho e a terceirização baseia-se apenas no alto número de trabalhadores terceirizados que sofrem acidentes em determinados ramos industriais. Existem, entretanto, pelo menos duas outras explicações adicionais para a correlação observada: 1) os trabalhadores que costumam aceitar contratos terceirizados podem ser mais propensos ao risco e se acidentar mais e 2) as empresas que terceirizam suas atividades podem realizar atividades mais perigosas.

Assim, nota-se que não podemos estabelecer uma relação de causação entre a terceirização e um aumento de acidentes de trabalho, a não ser que controlemos para os fatores indicados anteriormente. Como discutido mais adiante, os trabalhos, tanto nacionais quanto internacionais, não foram capazes de dissociar os efeitos empíricos da terceirização sobre acidentes de trabalho de outros fatores que afetam simultaneamente o status ocupacional dos indivíduos e a probabilidade de sofrer acidentes.

Este trabalho traz diversas contribuições. Primeiro, nós adaptamos um método novo para identificar trabalhadores terceirizados em bases de microdados no país. Assim, usando registros administrativos brasileiros, somos capazes de identificar acidentes de trabalho sofridos por trabalhadores terceirizados e não terceirizados com erro de medida consideravelmente menor do que trabalhos anteriores. Além disso, nossa metodologia econométrica permite identificar o impacto da terceirização sobre acidentes de trabalho — controlando para uma série de características observáveis da firma onde os trabalhadores estão empregados e características observáveis e não observáveis dos indivíduos. Por fim, o trabalho explora tanto a margem extensiva dos acidentes — a probabilidade de ocorrência do mesmo — quanto a sua margem intensiva, a gravidade dos acidentes ocorridos.

O presente artigo é composto de cinco seções, além desta introdução. Na seção 2, revisamos a literatura sobre os determinantes dos acidentes de trabalho. Em seguida, na seção 3.1, discutimos a formação de uma base de dados para trabalhadores terceirizados no Brasil. Depois disso, na seção 3.2, discutimos a metodologia econométrica do trabalho e apresentamos nossas estimativas básicas. A seção 4 estende o nosso exercício empírico e reduz as hipóteses necessárias para identificação causal do impacto da terceirização. A seção 5 explora impactos heterogêneos da terceirização sobre os acidentes. A seção 6 conclui o trabalho.

2. DETERMINANTES DOS ACIDENTES DE TRABALHO

Discutimos brevemente na introdução que existem diferentes determinantes para a ocorrência de acidentes de trabalho. Nesta seção, revisaremos o impacto de características individuais, características dos postos de trabalho e de diferentes regimes contratuais sobre a probabilidade de ocorrer um acidente.

2.1. Características individuais

Baugher & Roberts (1999) revisam a literatura sobre acidentes. Os trabalhos anteriores sugerem que homens brancos tendem a se preocupar muito menos com risco do que as demais etnias e o gênero feminino. Eles realizam um estudo qualitativo baseado em respostas de quatrocentos questionários divulgados em indústrias de Louisiana nos Estados Unidos.

Ao contrário do padrão evidenciado por trabalhos anteriores, a análise qualitativa dos dados não pôde comprovar qualquer relação entre a percepção de risco dos trabalhadores e o gênero ou etnia dos mesmos. Os autores sugerem que fatores como sindicalização, pré-condição de saúde e stress parecem ser determinantes mais importantes dos acidentes dos trabalhadores.

Leeth & Ruser (2005) buscam avaliar se a probabilidade de um trabalhador sofrer acidentes depende do gênero ou etnia dos mesmos. Os autores realizam uma decomposição de Oaxaca–Blinder e reforçam a concepção de que o gênero dos trabalhadores não influencia na probabilidade de um trabalhador sofrer acidentes. Por outro lado, eles concluem que os trabalhadores brancos têm uma tendência tênue a sofrerem menos acidentes.

Wilkins (2004) constrói um painel de trabalhadores australianos para investigar o impacto da quantidade de horas trabalhadas sobre a probabilidade de sofrer acidentes. Utilizando um estimador de efeitos fixos, o autor conclui que o efeito das horas trabalhadas sobre a probabilidade de ocorrência de acidentes é estatisticamente significativo e positivo apenas para trabalhadores temporários. O resultado parece sugerir que a quantidade de horas trabalhadas influencia os acidentes apenas se estiver associado a um esforço empregado maior, como é comum para esse tipo de contrato.

Alguns autores buscaram também conseguir aproximações para a percepção de risco dos indivíduos. Garen (1988) e Hernanz & Toharia (2004) utilizam a estrutura familiar dos indivíduos como proxy para o risco que os indivíduos estão dispostos a tomar. As medidas, entretanto, acabam sendo não significativas na probabilidade de sofrer risco dos trabalhadores.

2.2. Características setoriais

Alguns autores argumentam que as características individuais explicam muito pouco da propensão dos diferentes indivíduos a sofrerem acidentes quando comparadas às características setoriais. Leigh (1986) realiza um exercício empírico a partir do recebimento de compensações referentes à acidentes sofridos. Primeiro, o autor realiza uma regressão tomando como variáveis independentes apenas características individuais. Diversas variáveis individuais mostraram-se significativas.

Ao realizar uma estimativa semelhante à anterior, mas adicionando-se dummies setoriais, vários dos regressores referentes ao indivíduos passam a ser estatisticamente indiferentes de zero. Esse exercício levou o autor a concluir que as características setoriais são mais relevantes para explicar a propensão a acidentes do que as individuais.

A decomposição realizada por Leeth & Ruser (2005) e já descrita anteriormente reforça a conclusão. As características individuais contribuem para menos de 10% da explicação da variação da probabilidade de ocorrer um acidente, enquanto as características setoriais explicam mais de 50%.

Além das variáveis binárias para os setores, uma outra variável relacionada que pode influenciar a ocorrência de acidentes é o tamanho do empreendimento. Vários autores argumentam que a capacidade de supervisionar os empregados está inversamente relacionada com o tamanho do empreendimento (Esteves, 2008 e Menezes & Raposo, 2014).

Os questionários analisados por Baugher & Roberts (1999) também sugerem que os trabalhos altamente repetitivos, exigidos por determinados setores, costumam influenciar positivamente a propensão a sofrer acidentes.

No contexto brasileiro, Albuquerque (2008) sugere que existe um forte nexo entre os acidentes observados nos últimos anos e os setores de atividades em que os trabalhadores executam tarefas. Ramos

(2012b), em contrapartida, aponta que as correlações apontadas por Albuquerque não são suficientes para estabelecer um nexo causal entre o setor de atividades e que maiores estudos são necessários para explorar apropriadamente a relação.

2.3. Diferentes relações contratuais

Guadalupe (2003) argumenta que diferentes relações contratuais têm potencial para impactar a probabilidade de os trabalhadores sofrerem acidentes, uma vez que alteram incentivos tanto dos trabalhadores como dos empregadores. Ela destaca que o incentivo para o investimento em capital humano específico é bastante restrito em relações contratuais temporárias. Estes, segundo a autora, incluiriam não apenas on the job training, mas também investimentos em segurança e saúde.

O trabalho empírico realizado por Cox, Tomas, Cheyne & Oliver (1998) parece confirmar a previsão. Ele constata que trabalhadores temporários tendem ser menos cautelosos e tomar menos precauções durante suas atividades.

Clarke (2003) sugere duas explicações adicionais. Ele indica que determinadas relações contratuais limitam a internalização de valores da empresa, o que impossibilitaria a criação de uma cultura de segurança entre os trabalhadores. Além disso, responsabilidades mal estabelecidas podem gerar um subinvestimento em segurança por parte do empregador ou do trabalhador.

Alguns trabalhos tentam avaliar empiricamente o impacto de diferentes relações contratuais sobre os acidentes de trabalho. Amuedo-Dorantes (2002) analisa a relação entre o emprego temporário na Espanha e a segurança no trabalho. A autora conclui que quando a estimativa é controlada para as diferentes características individuais e setoriais, os trabalhadores temporários têm menos chance de se acidentar do que os regulares. Ela especula que o tempo limitado de contato com o serviço impacta negativamente na probabilidade de um acidente.

Hernanz & Toharia (2004) também analisam o impacto de contratos temporários sobre os acidentes de trabalho por meio de uma análise comparativa do mercado de trabalho da Espanha e da Itália. Os resultados também indicam que os trabalhadores temporários têm menos chance de se acidentar, tudo o mais mantido constante, mas que suas características individuais aumentam propensão ao risco.

Guadalupe (2003) analisa o efeito de relação contratual com tempo delimitado sobre a segurança dos trabalhadores. Ele conclui que tal relação aumenta a probabilidade dos trabalhadores sofrerem acidentes.

Do nosso ponto de vista, a terceirização pode gerar incentivos positivos ou negativos sobre a ocorrência de acidentes. Por um lado, é possível que as firmas associem um custo menor à ocorrência de eventuais acidentes que vitimizem trabalhadores terceirizados do que acidentes que afetem trabalhadores diretamente contratados pela firma. Isso pode gerar um subinvestimento em medidas precaucionais e aumentar a probabilidade de trabalhadores terceirizados sofrerem acidentes. Fenômenos semelhantes já foram longamente apontados pela literatura de sociologia do trabalho. De fato, Buarque (2012) já escrevia:

> Compare-se o sistema de produção, tal como existia quando o mestre e o seu aprendiz e empregado trabalhavam na mesma sala e utilizavam os mesmos instrumentos, com o que ocorre na corporação moderna. No primeiro, as relações entre empregador e empregado eram pessoais e diretas, não havia autoridades intermediárias. Na última, [...] existe toda uma hierarquia de funcionários e autoridades. Como é fácil que a responsabilidade por acidentes de trabalho, salários inadequados ou condições anti-higiênicas se perca de um extremo ao outro dessa série.

Por outro lado, Carneiro & Bertussi (2016) argumentam e apresentam evidências de que firmas terceirizadas incorrem em custos reduzidos na gestão da mão de obra, decorrentes de ganhos de

escala. Assim, é possível que essa redução de custos leve a um aumento no investimento em medidas precaucionais e, por consequência, leve a uma diminuição na ocorrência de acidentes em trabalhadores terceirizados.

Alguns estudos buscam avaliar empiricamente o efeito da terceirização sobre os acidentes. Todos estes estudos são qualitativos, derivando-se de respostas à questionários, e apontam para um aumento na propensão à acidentes de trabalhadores terceirizados (Nenonen, 2011; Blank, Andersson, Lindén & Nilsson, 1995; Mayhew, Quinlan & Ferris, 1997). Deve-se notar que as amostras destes trabalhos são bastante reduzidas (no máximo pouco mais de uma centena de observações) e, em nenhum dos casos, o controle para viés de seleção é feito.

No Brasil, Druck (1999) e Druck & Franco (2007) buscam apresentar evidências de que a terceirização aumenta a rotatividade do trabalho e aumenta a quantidade de acidentes relacionados ao trabalho no polo petroquímico de Camaçari, na Bahia. Tais estudos, entretanto, sofrem das mesmas fraquezas dos trabalhos internacionais e, adicionalmente, estão sujeitos a erros de medida bastante sérios, uma vez que não observam diretamente se os trabalhadores sofreram acidentes e retiram suas observações de matérias em jornais sindicais.

Não temos conhecimento de nenhum outro trabalho econométrico que relacione as variáveis de terceirização e segurança do trabalho. Mais ainda, não se tem conhecimento sobre nenhum estudo que avalie os determinantes da gravidade dos acidentes sofridos.

3. ANÁLISE EMPÍRICA

3.1. Formação da base de dados

Nós utilizamos os microdados da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) disponibilizados pelo Ministério do Trabalho e Emprego (MTE) referentes ao ano de 2013. Os microdados, entretanto, não diferenciam explicitamente os trabalhadores terceirizados dos não terceirizados.

Seguindo a abordagem de Dube & Kaplan (2010), nós buscamos identificar os trabalhadores terceirizados a partir de outras informações. Primeiro, foram separados os trabalhadores que atuam em atividades comumente terceirizadas[2] segundo o código referente à Classificação Brasileira de Ocupações (CBO).[3]

Em seguida, os setores de atuação dos trabalhadores separados foram analisados segundo código referente à Classificação Nacional de Atividade Econômica (CNAE). Classificamos como terceirizados aqueles trabalhadores que atuam em um setor de provimento de serviços para outras empresas ou locação de mão de obra. Em contraposição, classificamos como não terceirizados aqueles trabalhadores que atuam diretamente para a empresa contratante ou são donos da empresa onde trabalham.[4]

A título de exemplo, cabe analisar o caso de agentes de segurança privados. Caso eles atuem em no setor de "locação de mão de obra temporário", assumimos que ele presta serviços para outras empresas e, portanto, é terceirizado. Se, por outro lado, ele atua no setor de "ensino escolar", assumimos que ele é contratado pela empresa para qual ele efetivamente oferecerá o seu serviço e, portanto, consideramos que ele não é terceirizado.

[2]Uma descrição detalhada do processo de formação da base de dados está disponível no apêndice do trabalho.

[3]Stein, Zylberstajn & Zylberstajn (2015) também adaptou a base de dados de Dube & Kaplan (2010) para o Brasil. Muito embora haja uma interseção grande entre a classificação criada pelos autores e a utilizada neste trabalho, a última parte de uma definição mais ampla de terceirização e considera uma quantidade maior de trabalhadores, especialmente em atividades que exigem maior nível de capital humano.

[4]A Tabela A-1 no Apêndice explicita detalhadamente as profissões e os setores escolhidos para identificar os trabalhadores terceirizados.

Usando tal metodologia, fomos capazes de sintetizar uma base de dados referente a todos os estados brasileiros, composta por trabalhadores terceirizados e não terceirizados — composta por quase cinquenta e cinco milhões de observações.

A Tabela 1 sintetiza a quantidade de trabalhadores da base de dados por segmento de serviço e decompõe a quantidade e a fração de trabalhadores terceirizados.

Tabela 1. Descrição da base de dados.

Categoria	Terceirizado	Total	Fração (%)
Administrativos	37.138	415.467	8,9
TI e P&D	405.184	824.392	49,1
Setor elétrico	167.282	1.394.114	12,0
Construção civil	564.420	5.910.633	9,5
Segurança	1.082.110	2.527.384	42,8
Setor alimentício	331.870	1.623.284	20,4
Manutenção	18.753	138.872	13,5
Setor residencial e predial	1.018.293	4.147.810	24,6
Total	3.625.050	16.981.956	21,3

3.2. Metodologia econométrica

O modelo descrito a seguir especifica uma variável dependente como função de um vetor de características individuais e setoriais e uma *dummy* que indica se o trabalhador é ou não terceirizado:

$$y_i = \alpha * X_i + \gamma * Z_i + \beta * T_i + u_i,$$

onde y_i é a variável dependente de interesse, T_i é uma dummy para terceirização, X_i é um vetor de características individuais e Z_i é um vetor de características do setor em que o trabalhador i está empregado.

Na análise da probabilidade do trabalhador sofrer um acidente, a variável dependente é binária e indica se o trabalhador sofreu ou não um acidente. A regressão de um modelo com variável dependente discreta por meio de um estimador de mínimos quadrados ordinários (MQO) nos daria uma interpretação bastante direta dos coeficientes, o efeito marginal sobre a probabilidade de o evento binário ocorrer. Todavia, ele enfrenta diversas dificuldades. Em particular, ele poderá assinalar probabilidades que não estejam contidas no intervalo $[0,1]$ para determinados indivíduos. Buscando evitar este problema, podemos incluir as variáveis em uma função que garanta que os valores previstos se enquadrem no intervalo desejado:

$$y_i = f\left(\alpha * X_i + \gamma * Z_i + \beta * T_i + u_i\right) = f(w). \tag{1}$$

Neste trabalho optaremos pela utilização do modelo *logit*, que utiliza a função logística descrita a seguir:

$$f(w) = \frac{e^w}{e^w + 1}. \tag{2}$$

Ao contrário do modelo mais simples, os coeficientes estimados a partir do modelo Logit não tem interpretação econômica. Assim, reportaremos a média das derivadas parciais dos regressores. Estamos particularmente interessados em:

$$\frac{\partial y_i}{\partial T_i} = \beta * f(w).$$

Alternativamente, ao analisarmos a gravidade dos acidentes sofridos, enfrentamos a dificuldade de não observar diretamente a variável dependente. Assim, utilizamos como proxy a quantidade de dias que o trabalhador ficou afastado como decorrência de um acidente ou doença relacionado ao trabalho.

A escolha da variável dependente gera um problema importante. Uma parte significativa dos trabalhadores acidentados fica mais de um ano afastada. Como observamos apenas os afastamentos no ano de 2013, a quantidade de dias afastada é contínua apenas para valores de y_i menores do que 365. Assim, uma boa parte da amostra apresenta o valor máximo permitido (cerca de 10%). Nesse caso, uma estimação por MQO usualmente não nos dará resultados consistentes.

Assim, nosso modelo será

$$y_i^* = \alpha * X_i + \gamma * Z_i + \beta * T_i + u_i, \tag{3}$$

onde

$$y_i = \begin{cases} y_i^*, & \text{se } y_i^* < 365; \\ 365, & \text{se } y_i^* \geq 365. \end{cases} \tag{4}$$

O modelo é apropriado para uma estimação por meio de um modelo *Tobit*. Novamente, o estimador é não linear e os coeficientes estimados não tem intuição econômica. Assim, reportaremos novamente a média das derivadas parciais dos regressores.

A estimação consistente dos coeficientes de interesse descritos anteriormente requer que o erro não observado da regressão seja não correlacionado com os regressores inseridos no modelo. É bastante provável, entretanto, que as diferenças nas relações contratuais estejam correlacionadas com fatores não observáveis que influenciam a terceirização. Assim, na seção cinco expandiremos o arcabouço econométrico discutido acima para relaxar a hipótese de exogeneidade dos regressores.

3.3. Variáveis selecionadas

A variável dependente é uma dummy que assume valor igual a 1 se o indivíduo sofreu algum acidente no trabalho ou teve alguma doença relacionada a ele e 0 caso contrário. A utilização da RAIS, em contraposição aos trabalhos empíricos semelhantes, têm a vantagem de não se basear no recebimento de uma compensação por parte do trabalhador, uma proxy reconhecidamente pouco precisa, mas na declaração direta do empregador.

No vetor de características individuais, selecionamos as variáveis de renda, educação e idade do indivíduo. Tal como sugerido por Garen (1988), a segurança no trabalho é um bem normal e, portanto, esperamos que aumente de acordo com os três regressores mencionadas. Usamos o salário recebido em dezembro de 2013,[5] calculado em milhares de reais, como variável de renda e a educação é medida pelo maior nível de ensino formal alcançado.

Além disso, incluímos a variável de experiência em nível e elevada ao quadrado. Ela é calculada pela quantidade de anos que os indivíduos estão trabalhando na mesma empresa. Espera-se que o capital humano específico aumente de acordo com a experiência do indivíduo trabalhando no mesmo empreendimento. Por outro lado, supõe-se que o trabalho de um indivíduo se torne rotinizado com o tempo, o que, como discutido anteriormente, aumenta a probabilidade de acidentes. Espera-se, portanto, que o coeficiente quadrático da experiência apresente sinal negativo.

Incluímos também mais duas variáveis dummy. A primeira identifica os trabalhadores com jornada de trabalho maior que quarenta horas semanais, buscando controlar efeitos da exaustão sobre os trabalhadores. A segunda indica se o trabalhador é portador de alguma deficiência física. Espera-se que esta variável seja uma proxy relevante para uma condição de saúde pré-existente entre os trabalhadores.

[5] Ramos (2012a) recomenda a utilização do salário no último mês do ano e não a média anual porque firmas pequenas reportam com acuracidade maior os salários pagos em períodos mais próximos do preenchimento dos dados da RAIS.

A RAIS não indica se os trabalhadores são sindicalizados, variável frequentemente inserida em regressões semelhantes. Entretanto, a omissão desta variável provavelmente não causará viés na estimativa, uma vez que o nível de sindicalização entre os trabalhadores terceirizados é bastante semelhante ao de não terceirizados Pochmann (2012).

Entre as variáveis setoriais incluímos apenas dummies para o tipo de ocupação[6] realizada pelo indivíduo e uma variável que denota o tamanho do empreendimento em que os indivíduos trabalham. Espera-se que em empreendimentos grandes, a supervisão das ações seja mais difícil e, portanto, a quantidade de acidentes seja maior.

Na Tabela 2 apresentamos estatísticas descritivas das variáveis descritas acima para trabalhadores terceirizados e não terceirizados.

É possível notar que os trabalhadores terceirizados têm, em média, salários e experiência substancialmente menores que os não terceirizados. Por outro lado, as demais variáveis são bastante semelhantes entre os dois grupos de trabalhadores.

Tabela 2. *Estatísticas descritivas.*

Variável	Não-Terceirizado	Terceirizado
Salário	1,265	0,880
Educação	3,506	3,484
Experiência	31,186	16,994
Idade	33,671	33,737
Branco	0,535	0,499
Homem	0,612	0,617
Tamanho	2,82	3,34
Portador de deficiência	0,006	0,003
Jornada curta	0,090	0,122
Observações	51.674.685	3.682.265

3.4. Resultados

Reportamos primeiro os resultados da estimação do impacto da terceirização sobre a probabilidade de sofrer acidentes (ver Tabela 3). Na primeira estimação, incluímos apenas o vetor de variáveis individuais e, na segunda, incluímos também o vetor de variáveis setoriais.

Em primeiro lugar, notamos que o coeficiente estimado para a terceirização é negativo e estatisticamente significante. Assim, a estimativa sugere que os trabalhadores terceirizados têm menos chance de se acidentar. Deve-se notar, entretanto, que a magnitude do coeficiente é relativamente pequena — uma redução de apenas 0,1% na probabilidade de sofrer acidentes. Apesar disso, tal coeficiente sugere que a terceirização reduziu em cerca de 3.700 a quantidade de acidentes na nossa amostra (aproximadamente 1,5% da quantidade de acidentes na economia).

Vale notar também que o vetor de variáveis individuais têm mais importância do que nos trabalhos discutidos anteriormente. Isso provavelmente se deve ao significativo aumento no tamanho da amostra utilizada.

Algumas das variáveis revelaram sinal diferente do esperado. A estimação sugere que indivíduos brancos têm menor probabilidade de se acidentar, o que contraria diversos resultados de estudos da área. O coeficiente estimado para a variável de experiência mostra que os trabalhadores têm maior

[6] No Apêndice está explicitada a relação entre a CBO e as dummies criadas.

Tabela 3. Resultado da análise da probabilidade de sofrer acidentes.

Variável	Coeficiente	Erro padrão	Efeito marginal
Modelo 1			
Terceirizado	–0,3794***	0,0092	–0,0014
Salário	–0,1541***	0,0018	–0,0006
Educação	–0,0827***	0,0014	–0,0003
Experiência	0,1485***	0,0011	0,0006
Expsq	–0,0053***	0,0001	–0,00002
Idade	0,0149***	0,0002	0,00006
Branco	0,1938***	0,0039	0,0005
Homem	0,4709***	0,0045	0,0018
Jornada Curta	–0,4154***	0,0085	–0,0014
Portador de deficiência	0,6140***	0,03603	0,00439
Tamanho da empresa	0,1472***	0,0018	0,0006
Dummies por ocupação	não	–	–
Dummies regionais	não	–	–
Modelo 2			
Terceirizado	–0,2935***	0,0096	–0,0010
Salário	–0,1724***	0,0019	–0,0007
Educação	–0,0631***	0,0014	–0,0003
Experiência	0,1591***	0,0011	0,0006
Expsq	–0,0056***	0,0001	–0,00002
Idade	0,0152***	0,0002	–0,0001
Branco	0,1105***	0,0043	0,0004
Homem	0,4690***	0,0046	0,0018
Jornada Curta	–0,3867***	0,0086	–0,0013
Portador de deficiência	0,6445***	0,0161	0,0036
Tamanho da empresa	0,1511***	0,0018	0,0006
Dummies por ocupação	sim	–	–
Dummies regionais	sim	–	–
Observações	55.356.950	55.356.950	55.356.950

probabilidade de se acidentar quando tem mais tempo na empresa, mas que tais aumentos são decrescentes. Isso indica que o efeito da rotinização das atividades domina o efeito de capital humano específico.

Agora, vamos reportar os resultados da segunda análise. Novamente especificamos duas regressões, sendo que a primeira inclui apenas o vetor de variáveis individuais e a segunda inclui todas as variáveis discutidas (ver Tabela 4).

Nota-se que o coeficiente da terceirização é positivo, o que sugere que, apesar dos trabalhadores terceirizados terem uma probabilidade menor de sofrerem um acidente, os acidentes sofridos são mais graves. O impacto da terceirização sobre a gravidade dos acidentes é equivalente a uma diminuição de um desvio-padrão nos salários dos indivíduos.

Podemos interpretar a magnitude do coeficiente da seguinte maneira: aumentaria em cerca de 93.000 a quantidade total de dias afastados dos indivíduos que sofreram acidentes — aproximadamente 0,31% do total de dias afastados por trabalhadores na nossa base de dados. O efeito da terceirização sobre a probabilidade de acidentes domina o seu efeito sobre a gravidade deles, ou seja, a quantidade

Tabela 4. Resultados da análise da gravidade dos acidentes.

Variável	Coeficiente	Erro padrão	Efeito marginal
Modelo 1			
Terceirizado	6,88***	0,96	5,95
Salário	−6,39***	0,13	−5,48
Educação	0,02	0,15	0,02
Experiência	10,97***	0,11	9,41
Expsq	−0,33***	0,01	−0,29
Idade	1,08**	0,02	0,93
Branco	−2,64***	0,41	−2,27
Homem	−1,12***	0,47	−0,97
Jornada Curta	−5,69***	0,90	−4,85
Portador de deficiência	19,02***	1,67	16,67
Tamanho da empresa	−6,14***	0,19	−5,27
Dummies por ocupação	não	–	–
Dummies regionais	não	–	–
Modelo 2			
Terceirizado	8,65***	1,02	7,49
Salário	−6,23***	0,14	−5,37
Educação	−0,09	0,156	−0,08
Experiência	10,81***	0,11	9,28
Expsq	−0,33***	0,01	−0,28
Idade	1,08***	0,02	0,92
Branco	0,76**	0,44	0,65
Homem	−2,77***	0,48	−2,39
Jornada Curta	−5,88***	0,90	−5,01
Portador de deficiência	17,49***	1,67	15,32
Tamanho da empresa	−6,54***	0,19	−7,22
Dummies por ocupação	sim	–	–
Dummies regionais	sim	–	–
Observações	271.555	271.555	271.555

de dias afastados que deixa de ser computada pela não ocorrência de acidentes é maior do que aquele gerado pelo aumento estimado da gravidade dos acidentes.[7]

4. ANÁLISE DE ROBUSTEZ

Nesta seção nós replicaremos as análises anteriores, buscando relaxar a hipótese de exogeneidade do termo de erro.

4.1. Novos modelos

Suponha que ao invés de (1), o modelo seja descrito por

$$y_{it} = f\left(\beta * T_{it} + \delta * W_{it} + a_i + u_{it}\right), \tag{5}$$

[7]Evidentemente, não podemos observar a gravidade dos acidentes que não ocorreram. Logo, estamos assumindo aqui que os acidentes evitados teriam a mesma mesma gravidade que a média dos acidentes observados.

onde o subscrito t indica o período a que as variáveis se referem, W_{it} é um vetor de variáveis que agrega características individuais e setoriais e a_i representa algum efeito não observável e fixo no tempo. Se

$$\mathbb{E}\left[a_i \,|\, W_{it}, T_{it}\right] \neq 0,$$

as estimativas da seção anterior serão viesadas e inconsistentes.

Suponha que tenhamos informações para cada um dos indivíduos durante dois períodos. Então, utilizando-se da forma funcional da função logística expressa em (2), podemos escrever a densidade condicional como[8]

$$f(y_{it} \,|\, a_i, W_{it}, T_{it}) = \frac{\exp\left(a_i \sum_{t=1}^{2} y_{it}\right) * \exp\left(\sum_{t=1}^{2} y_{it} * T_{it} * \beta\right) * \exp\left(\sum_{t=1}^{2} y_{it} * W_{it} * \delta\right)}{\prod_{t=1}^{2}\left[1 + \exp(\beta * T_{it} + \delta * W_{it} + a_i)\right]}. \tag{6}$$

Em seguida, defina o conjunto

$$B_c = \left\{ \mathbf{d}_i \;\middle|\; \sum_{t=1}^{2} d_i = \sum_{t=1}^{2} y_{it} = c \right\},$$

ou seja, o conjunto de possíveis sequências tais que o número de períodos em que o indivíduo sofreu um acidente é c.

Usando a distribuição condicional obtida em (5), podemos mostrar[9] que $\sum_{t=1}^{2} y_{it}$ é uma estatística suficiente para a_i e

$$f\left(\mathbf{y}_i \;\middle|\; \sum_{t=1}^{2} = c, W_{it}, T_{it}\right) = \frac{\exp\left(\sum_{t=1}^{2} y_{it} * T_{it} * \beta\right) * \exp\left(\sum_{t=1}^{2} y_{it} * W_{it} * \delta\right)}{\sum_{\mathbf{d} \in B_c}\left[\exp\left(\sum_{t=1}^{2} d_{it} * T_{it} * \beta\right) * \exp\left(\sum_{t=1}^{2} d_{it} * W_{it} * \delta\right)\right]}. \tag{7}$$

É possível notar que a distribuição de probabilidade condicional, expressa em (6), não depende de a_i e, portanto, a sua estimação gerará resultados consistentes desde a fração não fixa do erro aleatório não observável não seja correlacionada com os regressores. Isso suaviza a hipótese de identificação exigida na seção 3.

Apesar disso, note que a equação anterior só está definida quando há alguma variabilidade na variável dependente ao longo do tempo. Assim, como estamos restringindo $T = 2$, podemos ver facilmente que o único conjunto de interesse será

$$B_1 = \{\,(0,1),(1,0)\,\}.$$

Assim, podemos simplificar a equação (6) para

$$f\left(y_{i1} = 0, y_{i2} = 1 \;\middle|\; \sum_{t=1}^{2} y_{it} = 1\right) = \frac{\exp\left((W_{i2} - W_{i1}) * \delta + (T_{i2} - T_{i1}) * \beta\right)}{1 + \exp\left((W_{i2} - W_{i1}) * \delta + (T_{i2} - T_{i1}) * \beta\right)}.$$

Note que, se nenhuma das características individuais dos indivíduos se alterar de um período para o outro, a probabilidade condicional calculada para a sequência $(0,1)$ é, evidentemente, de um meio. Tal medida servirá como *benchmark* para as estimativas do modelo.

Seguindo a abordagem de Cameron & Trivedi (2009), vamos calcular a probabilidade condicional de uma aumento marginal em uma das variáveis, supondo que as demais permaneceram fixas. Assim, para calcular o impacto da terceirização sobre a probabilidade de acidentes, por exemplo, faremos

$$f\left(y_{i1} = 0, y_{i2} = 1 \;\middle|\; \sum_{t=1}^{2} y_{it} = 1, W_{i1} = W_{i2}\right) = \frac{\exp(\beta)}{\exp(1 + \beta)}, \tag{8}$$

[8] Cameron & Trivedi (2005) fornecem a demonstração detalhada deste desenvolvimento algébrico.

[9] O argumento original deve-se a Chamberlain (1980).

o que nos permite comparar a probabilidade condicional de um indivíduo sofrer acidente no segundo período dado que ele se tornou terceirizado com o *benchmark* descrito acima.

Note que a eliminação dos efeitos fixos na análise acima depende crucialmente da forma funcional da função logística. Assim sendo, não podemos empregar método semelhante para analisar a gravidade dos acidentes, uma vez que não podemos compatibilizar a análise por Tobit com o método de efeitos fixos.

Suponha, alternativamente, que a população está dividida e, dois grupos $j = 1, 2$ e que a gravidade dos acidentes seja tal que

$$g^*_{jit} = \beta * T_{jit} + \delta * W_{jit} + a_i + u_{jit}, \tag{9}$$

onde g^*_{jit} representa a gravidade latente dos acidentes sofridos pelo indivíduo i pertencente ao grupo j no período t, tal como na equação (3). Suponha que

$$\mathbb{E}[u_{1it} \mid W_{1it}, T_{1it}] \neq 0 \tag{10}$$

mas

$$\mathbb{E}[u_{2it} \mid W_{2it}, T_{2it}] = 0. \tag{11}$$

Assim, ao realizar nossas estimativas com o conjunto da população, tal como na seção, obteríamos resultados inconsistentes. Suponha, adicionalmente, que a probabilidade de um indivíduo ocupar um trabalho terceirizado é

$$P\left(T_{jit} \mid j\right) = \begin{cases} 0, & \text{se } j = 1; \\ p, & \text{se } j = 2, \end{cases}$$

$\forall t$, onde $p \in (0,1)$. Logo, indivíduos do grupo um nunca são terceirizados e indivíduos do grupo dois podem ou não estar empregados em trabalho terceirizado em cada período t.[10]

Decorre que se restringirmos a nossa amostra apenas para os indivíduos do grupo dois, teremos que

$$g^*_{2it} = \beta * T_{2it} + \delta * W_{2it} + a_i + u_{2it}. \tag{12}$$

Por construção, o erro não observável será exógeno na equação (12). Assim, assumindo também as hipóteses regulares do modelo Tobit, podemos estimar o impacto de nossas variáveis sobre a gravidade dos acidentes sofrida a partir desta última equação.

Note que estamos supondo apenas que o erro é exógeno para os indivíduos com alguma propensão a serem terceirizados. Uma vez que eles devem trabalhar em setores e profissões semelhantes, assume-se que eles devam ter características não observáveis mais parecidas entre si do que ao compararmos com os trabalhadores que são continuamente não terceirizados. Assim, podemos suavizar a hipótese feita na seção 3, mas, por outro lado, não conseguimos controlar quaisquer efeitos fixos como no modelo de Logit condicional descrita acima.

Veja que, uma vez que estamos assumindo que os indivíduos do grupo dois são selecionados aleatoriamente a cada período entre profissões terceirizadas e não terceirizadas, não podíamos identificar quais indivíduos pertencem a qual grupo. Na próxima subseção, vamos aproveitar a potencial estrutura de painel da nossa base de dados e propor um método de estimação da equação (12).

4.2. Novas bases de dados

De forma a implementar as estratégias empíricas discutidas na subseção anterior, nós aproveitaremos a estrutura de painel da RAIS. Para tal, nós utilizamos dados sigilosos que identificam os indivíduos, disponibilizados pelo MTE.[11]

[10] Está implícito na análise que as probabilidades de um indivíduo ser terceirizado em cada período são independentes e constantes. Tal hipótese é feita para simplificar a análise, mas pode ser relaxada sem maiores prejuízos.

[11] Dadas as restrições na obtenção da base de dados, nós utilizamos os dados para 2009 e 2010 que nos foram fornecidos.

Seguindo Dube & Kaplan (2010), nós utilizamos dados para apenas dois períodos, uma vez que trabalhadores terceirizados costumam ter alta taxa de rotatividade, o que dificulta o *matching* de observações ao longo do tempo. Primeiro, nós construímos um painel tradicional. Fomos capazes conectar cerca de 90% das observações no período inicial e 80% das observações no período posterior. A partir desta base de dados, realizamos o primeiro exercício empírico e avaliamos o impacto da terceirização sobre probabilidade de sofrer acidentes.

Como discutido acima, nós identificamos a nossa estimação apenas para as observações que possuem alguma variabilidade no tempo. Como os acidentes são bastante raros e, frequentemente, persistentes é necessário restringir muito a nossa amostra.

Além disso, construímos uma segunda base de dados a partir dos dados originais. Nós restringimos a base de dados no nosso segundo período apenas aos indivíduos que eram terceirizados. Em seguida, nós buscamos tais indivíduos na base de dados referente ao ano anterior. Como era de se esperar, uma parte destes indivíduos já era terceirizada e uma outra parte não era. Assim, nós aplicamos o modelo de Tobit apenas a estes indivíduos no período inicial. Como descrito na subseção anterior, esperamos que, uma vez sabemos que todos os indivíduos eram terceirizados no período seguinte, as características não observadas deles sejam mais comparáveis.

4.3. Novos Resultados

Na Tabela 5, apresentamos os resultados para o modelo de logit condicional.[12] Os resultados do modelo condicional nos dizem que, ao controlar para efeitos fixos individuais não observáveis, um indivíduo que se torna terceirizado tem uma probabilidade de cerca de 12% menor de se acidentar do que ocorreria

Tabela 5. Resultados do modelo Logit condicional.

Variável	Coeficiente	Erro padrão	Probabilidade predita (%)
Modelo 1			
Terceirizado	−0,54***	0,02	36,81
Salário	−0,39***	0,007	40,37
Educação	−0,01	0,005	49,75
Experiência	0,12***	0,002	53,01
Jornada Curta	−0,22***	0,021	44,53
Tamanho da empresa	0,10***	0,005	52,5
Dummies por ocupação	não	–	–
Dummies regionais	não	–	–
Modelo 2			
Terceirizado	−0,50***	0,020	37,76
Salário	−0,38***	0,007	40,63
Educação	−0,01	0,01	49,75
Experiência	0,12***	0,002	53,01
Jornada Curta	−0,21***	0,021	44,49
Tamanho da empresa	0,10***	0,005	52,5
Dummies por ocupação	sim	–	–
Dummies regionais	sim	–	–
Observações	772.672	772.672	772.672

[12] É necessário notar que algumas das variáveis discutidas anteriormente foram excluídas da regressão, pois não variam no nível individual ao longo do tempo.

caso a mudança de status ocupacional não ocorresse, condicional a ter sofrido algum acidente no período de análise.

Podemos notar que, ao restringir a nossa amostra a indivíduos que sofreram acidentes e controlar efeitos fixos não observáveis, o impacto das variáveis selecionadas para o modelo são substancialmente maiores que na análise original. Seu sinal e significância estatísticas são semelhantes, salvo o caso da educação dos indivíduos — que não apresentou impacto significativo sobre a probabilidade de sofrer acidentes.

O coeficiente estimado para o impacto da terceirização sobre acidentes sugere que ela foi responsável por reduzir em cerca de 2.500 a quantidade de acidentes sofridos pelos trabalhadores — cerca de 0,65% dos acidentes da nossa sub-amostra.

Na Tabela 6, apresentamos os resultados para a nova estimação do modelo Tobit.

Os resultados anteriores são semelhantes aos obtidos anteriormente. Muito embora os coeficientes estimados para a terceirização sobre a nossa proxy sejam maiores do que os anteriores, seu impacto continua sendo aproximadamente equivalente a uma diminuição em um desvio padrão no salário dos indivíduos.

O coeficiente estimado para o impacto da terceirização indica que o aumento da gravidade dos acidentes faria com que os trabalhadores acidentados ficassem cerca de 480.000 dias adicionais afastados — aproximadamente 1,8% do total de dias afastados que observamos na nossa sub-amostra.

Tabela 6. Novos Resultados sobre a gravidade dos acidentes.

Variável	Coeficiente	Erro padrão	Efeito marginal
Modelo 1			
Terceirizado	34,83***	1,71	29,93
Salário	−23,94***	0,71	−20,94
Educação	0,94	0,57	0,82
Experiência	12,95***	0,23	11,32
Idade	1,72***	0,07	1,50
Branco	−3,47***	1,47	−3,03
Homem	18,50***	1,57	16,09
Jornada Curta	−19,69***	2,61	−16,94
Tamanho da empresa	−8,24***	0,74	−7,21
Dummies por ocupação	não	–	–
Dummies regionais	não	–	–
Modelo 2			
Terceirizado	32,91***	1,80	28,36
Salário	−24,32***	0,71	−21,30
Educação	1,12*	0,61	0,99
Experiência	13,07***	0,23	11,45
Idade	1,65***	0,07	1,45
Branco	−3,62**	1,53	−3,17
Homem	12,85***	1,81	11,22
Jornada Curta	−15,82***	3,19	−15,01
Tamanho da empresa	−8,26***	0,77	−7,24
Dummies por ocupação	sim	–	–
Dummies regionais	sim	–	–
Observações	23.988	23.988	23.988

5. IMPACTOS HETEROGÊNEOS

Nesta seção, avaliaremos se a terceirização impacta diferentemente grupos distintos de trabalhadores, de acordo com o seu nível de educação, experiência e o tamanho da firma em que trabalham. Para tal, cada uma das variáveis foi dividida em três grupos — crescente em cada uma das variáveis,[13] e as estimações da seção quatro foram feitas separadamente para cada um dos grupos.

Na Tabela 7 nós apresentamos os coeficientes estimados pelo nosso modelo de logit condicional para cada um dos nossos sub-grupos.[14]

Podemos ver que há pouca heterogeneidade no impacto da terceirização por grupo educacional. Em contrapartida, os efeitos positivos da terceirização sobre a diminuição da probabilidade de ocorrerem acidentes estão concentrados entre os trabalhadores de menor experiência e entre aqueles que trabalham em maiores firmas. Para estes grupos, a terceirização reduz os coeficientes em aproximadamente 13% — ligeiramente maior que os estimados na Tabela 5.

Na Tabela 8 são apresentadas as estimativas para o impacto da terceirização sobre a gravidade dos acidentes sofridos em cada sub-grupo. Novamente, observamos pouca heterogeneidade por nível educacional. Além disso, o aumento da gravidade dos acidentes gerado pela terceirização está concentrado entre os trabalhadores mais experientes e em menores firmas. Por outro lado, notamos que a gravidade dos acidentes aumenta de forma estatisticamente significativa com a terceirização em todos os sub-grupos.

Tabela 7. Resultados do modelo Logit condicional por sub-grupo.

Restrição	Coeficiente	Erro padrão	Probabilidade predita (%)
Educação			
Grupo 1	−0,41***	0,033	40,9
Grupo 2	−0,652***	0,035	35,6
Grupo 3	−0,537***	0,128	37,4
Experiência			
Grupo 1	−0,55***	0,029	36,4
Grupo 2	−0,287*	0,149	43,96
Grupo 3	−0,074	0,086	48,3
Tamanho da empresa			
Grupo 1	−0,133	0,144	47,72
Grupo 2	−0,364***	0,059	41,93
Grupo 3	−0,566***	0,031	37,2

[13] Tais divisões foram feitas de forma que a quantidade de trabalhadores em cada grupo seja semelhante. Em relação à educação, os trabalhadores foram divididos em 1) trabalhadores com até ensino médio incompleto; 2) trabalhadores com ensino médio completo, e 3) trabalhadores com pelo menos ensino superior incompleto. Em relação à experiência, os trabalhadores foram divididos em 1) até um ano de experiência; 2) entre um e dois anos de experiência, e 3) mais de dois anos de experiência. Por fim, os trabalhadores foram divididos de acordo com o tamanho da empresa da seguinte maneira: 1) firma com até quatro trabalhadores; 2) firma com mais de quatro trabalhadores e menos de cinquenta, e 3) firmas com cinquenta ou mais trabalhadores.

[14] Os coeficientes das variáveis de controle da estimação foram omitidos da tabela por conveniência de formatação.

Tabela 8. *Gravidade dos acidentes por sub-grupo.*

Restrição	Coeficiente	Erro padrão	Efeito marginal
Educação			
Grupo 1	32,14***	2,16	28,30
Grupo 2	29,86***	2,66	25,22
Grupo 3	33,85***	8,74	27,95
Experiência			
Grupo 1	6,05***	1,71	5,08
Grupo 2	28,10***	3,11	23,36
Grupo 3	48,79***	3,56	43,43
Tamanho da firma			
Grupo 1	49,10***	5,57	43,80
Grupo 2	40,36***	3,20	34,96
Grupo 3	20,29***	2,40	24,33

6. CONCLUSÃO

Neste trabalho buscamos evidenciar se a terceirização tem impacto sobre os acidentes de trabalho sofridos pelos trabalhadores. Mostramos que os estudos que têm embasado a discussão pública requerem uma metodologia mais apropriada para gerar inferências válidas.

Depois de revisar os principais determinantes individuais e setoriais para os acidentes, apresentamos razões pelas quais o modelo de contrato pode se tornar um determinante adicional. Em seguida, buscamos estimar os efeitos da terceirização sobre os acidentes de trabalho no Brasil, usando os microdados da RAIS. Nós avaliamos tanto o impacto da terceirização sobre a margem extensiva dos acidentes, probabilidade dele ocorrer, quanto sobre sua margem intensiva — a gravidade dos acidentes que ocorrem. Para tal, utilizamos a quantidade de dias que os trabalhadores são afastados do emprego como decorrência de acidentes como proxy para a sua gravidade.

Conclui-se que os trabalhadores terceirizados têm uma chance menor de sofrerem acidentes, mas os acidentes sofridos são mais graves. A magnitude dos coeficientes, entretanto, sugere que o impacto da terceirização sobre a probabilidade dos acidentes domina o impacto sobre a maior gravidade dos acidentes, ou seja, a redução na quantidade total de dias afastados gerado pela não ocorrência de acidentes é maior que o aumento gerado pelo aumento da gravidade dos acidentes que ocorre.

Tais resultados se sustentam ao controle de características fixas não observáveis individuais. Uma análise na heterogeneidade dos impactos da terceirização revela que a terceirização é especialmente prejudicial para trabalhadores mais experientes e para aqueles que trabalham em menores firmas, uma vez que ela não reduz a probabilidade dos indivíduos nestes grupos sofrerem acidentes e aumenta significativamente a gravidade dos acidentes sofridos.

Logo, os resultados trazem nova luz sobre o impacto da terceirização sobre os trabalhadores e sugerem quais efeitos potenciais da sua nova regulamentação.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Albuquerque, P. (2008). *Nexo técnico epidemiológico previdenciário – NTEP e o fator acidenário de prevenção – FAP: Um novo olhar sobre a saúde do trabalhador* (Tese de doutorado, Universidade de Brasília, Brasília, DF). Disponível em: http://repositorio.unb.br/handle/10482/5303

Amuedo-Dorantes, C. (2002). Work safety in the context of temporary employment: The Spanish experiment. *Industrial and Labour Relations Review*, *55*(2), 262–285. doi: 10.1177/001979390205500204

Arnold, U. (2000). New dimensions of outsourcing: a combination of transaction cost economics and the core competencies concept. *European Journal of Purchasing & Supply Management*, *6*(1), 23–29. doi: 10.1016/S0969-7012(99)00028-3

Baugher, J., & Roberts, T. (1999). Perceptions and worry about hazards at work: Unions, contract maintenance, and job control in the U.S. petrochemical industry. *Industrial Relations*, *38*(4), 522–542. doi: 10.1111/0019-8676.00142

Blank, V. L. G., Andersson, R., Lindén, A. & Nilsson, B.-C. (1995). Hidden accident rates and patterns in the Swedish mining industry due to involvement of contractor workers. *Safety Science*, *21*(1), 23–35. doi: 10.1016/0925-7535(95)00004-6

Buarque, S. (2012). *Raízes do brasil*. São Paulo, SP: Companhia das Letras.

Cameron, A. C., & Trivedi, P. K. (2005). *Microeconometrics: Methods and application*. Cambridge, UK: Cambrbidge University Press.

Cameron, A. C., & Trivedi, P. K. (2009). *Microeconometrics using Stata*. Texas, US: Stata Press Publication.

Carneiro, C. A. B. D., & Bertussi, G. L. (2016, 13–16 de dezembro). Outsourcing and efficiency wages: The case of Brazil [paper]. In *XLIV Encontro Nacional de Economia da ANPEC*, Foz do Iguaçu, PR. Disponível em: https://www.anpec.org.br/encontro/2016/submissao/files_I/i13-10cb07e200cbcd5a6abc7ac504615013.pdf

Carreli, R. L. (2007). Terceirização e direitos trabalhistas no Brasil. In G. Druck & T. Franco (Eds.), *A perda da razão social do trabalho: Terceirização e precarização* (pp. 59–68). São Paulo: Boitempo.

Chamberlain, G. (1980). Analysis of covariance with qualitative data. *The Review of Economic Studies*, *47*(1), 225–238. doi: 10.2307/2297110

Clarke, S. (2003). The contemporary workforce: Implications for organisational safety culture. *Personal Review*, *32*(1), 40–57. doi: 10.1108/00483480310454718

Cox, S., Tomas, J. M., Cheyne, A. & Oliver, A. (1998). Safety culture: the prediction of commitiment to safety in the manufacturing industry. *British Journal of Management*, *9*(s1), 3–9. doi: 10.1111/1467-8551.9.s1.2

CUT. (2014). *Terceirização e desenvolvimento: Uma conta que não fecha* [dossiê acerca do impacto da terceirização sobre os trabalhadores e propostas para garantir a igualdade de direitos]. São Paulo, SP: Central Única dos Trabalhadores (CUT). Disponível em: http://www.cut.org.br/system/uploads/ck/files/Dossie-Terceirizacao-e-Desenvolvimento.pdf

Druck, G. (1999). *Terceirização: (Des)Fordizando a fábrica — Um estudo do complexo petroquímico da Bahia*. São Paulo, SP: Boitempo.

Druck, G., & Franco, T. (2007). Terceirização e precarização: O binômio antissocial em indústrias. In G. Druck & T. Franco (Eds.), *A perda da razão social do trabalho: Terceirização e precarização* (pp. 97–118). São Paulo: Boitempo.

Dube, A., & Kaplan, E. (2010). Does outsourcing reduce wages in low wage service occupations: Evidence from janitors and guards. *Industrial and Labour Relations Review*, *63*(2), 287–306. doi: 10.1177/001979391006300206

Esteves, L. (2008). Salário eficiência e esforço do trabalho: evidências da indústria brasileira de construção. *EconomiA*, *9*(2), 327–341.

Garen, J. (1988). Wage differentials and endogenity of job riskness. *The Review of Economics and Statistics*, *70*(1), 9–16. Disponível em: http://www.jstor.org/stable/1928145

Guadalupe, M. (2003). The hidden costs of fixed term contracts: the impact on work accidents. *Labour Economics*, *10*(3), 339–357. doi: 10.1016/S0927-5371(02)00136-7

Hernanz, V., & Toharia, L. (2004). *Do temporary contracts increase work accidents? A microeconometric comparison between Italy and Spain* (working paper Nº 2004-02). Fundación de Estudios de Economia Aplicada (FEDEA). doi: 10.2139/ssrn.515822

Leeth, J. D., & Ruser, J. (2005). Safety segregation: The importance of gender, race and ethnicity on workplace risk. *Journal of Economic Inequality*, *4*(2), 123–152. doi: 10.1007/s10888-005-9008-2

Leigh, J. P. (1986). Individual and job characteristics as predictors of industrial accidents. *Accident Analysis and Prevention*, *18*(3), 209–216. doi: 10.1016/0001-4575(86)90005-9

Mayhew, C., Quinlan, M. & Ferris, R. (1997). The effects of subcontracting/outsourcing on occupational health and safety: Survey evidence from Australian industries. *Safety Science*, *25*(1-3), 163–178. doi: 10.1016/S0925-7535(97)00014-3

Menezes, T., & Raposo, I. (2014). Wage differential by firm size: The efficient wage test in a developing country. *Estudos Econômicos*, *44*(1), 45–67. Disponível em: https://www.revistas.usp.br/ee/article/view/49862

Nenonen, S. (2011). Fatal workplace accidents in outsourced operations in the manufacturing industry. *Safety Science*, *49*(10), 1394–1403. doi: 10.1016/j.ssci.2011.06.004

Pochmann, M. (2012, janeiro). *As relações do trabalho terceirizado* (Seminário 20 Anos de Terceirização no Brasil). Sindicato dos Empregados em Empresas de Prestação de Serviços a Terceiros (SINDEEPRES).

Rajan, R., & Wulf, J. (2008). The flattening firm: Evidence from panel data on the changing nature of corporate hierarchies. *The Review of Economics and Statistics*, *88*(4), 759–773. doi: 10.1162/rest.88.4.759

Ramos, C. A. (2012a). *Economia do trabalho: modelos teóricos e debate no Brasil*. Brasília, DF: CRV.

Ramos, C. A. (2012b, abril). *O sistema NTEP/SAT/FAP: Subsídios para sua avaliação* (Relatório técnico Nº Cni-143). Confederação Nacional da Indústria.

Stein, G., Zylberstajn, E. & Zylberstajn, H. (2015, agosto). *Diferencial de salários da mão de obra terceirizada no Brasil* (Working paper Nº 4/2015). Escola de Economia de São Paulo, Centro de Estudos em Microeconomia Aplicada (CMICRO/FGV-EESP). Disponível em: http://cmicro.fgv.br/sites/cmicro.fgv.br/files/arquivos/WP_4_2015.pdf

Wilkins, R. (2004, maio). *Do longer working hours lead to more workplace injuries? Evidence from Australian industry-level panel data* (Working paper Nº 7/04). Disponível em: https://minerva-access.unimelb.edu.au/bitstream/handle/11343/33798/66033_00000577_01_wp2004n07.pdf?sequence=1

APÊNDICE.

O processo de formação da base de dados seguiu os seguintes passos:

1. A partir de *surveys* e trabalhos anteriores sobre a terceirização do Brasil, como Carreli (2007), foi criada uma lista de profissões comumente terceirizadas.

2. Tal lista foi apresentada para o sindicato de trabalhadores terceirizados (Sindterceirizados), que recomendou que profissões fossem acrescentadas e retiradas.

3. Foram buscados os códigos da Classificação Brasileira de Ocupações (CBO) referentes a cada uma das ocupações da lista anterior, ajustada pelas recomendações do sindicato.

4. Usando a nossa base de dados, a Relação Anual de Informações Sociais (RAIS), foram tabelados os setores — pela Classificação Nacional de Atividade Econômica (CNAE) — em que os trabalhadores de cada uma das profissões anteriores trabalhava no ano de 2013.

5. A partir do tabelamento anterior, foram identificados quais setores que agrupavam empresas fornecedoras de mão de obra intermediária para aquela profissão. Frequentemente, isso é perceptível pelo número de trabalhadores absoluto de uma profissão em cada um dos setores ou pela sua proporção do emprego total naquele setor. Assim, foi criada uma combinação de códigos ocupacionais e setoriais que identifica os trabalhadores terceirizados.

6. Usando a versão identificada da base de dados, foi verificado se a identificação individual das firmas que classificamos como fornecedoras de mão de obra intermediária correspondiam, de fato, a empresas que terceirizam mão de obra.

A combinação final de códigos ocupacionais e setoriais que identifica os trabalhadores terceirizados está expresso na Tabela Tabela A-1. É importante mencionar que todos os trabalhadores ocupando as categorias CNAE de números 82997, 78205, 78108 e 78302 foram considerados terceirizados, independente da profissão que ocupavam.

Tabela A-1. Descrição da base de dados.

Trabalhadores Administrativos		
Profissões	*CBO*	*CNAE*
Diretores de várias áreas	1231	82113
	1232	
	1233	
	1234	
	1238	
Advogados	2410	82113
		70204
		69117
Contadores	3511	82113
	252210	69206
		70204
TI e P&D		
Profissões	*CBO*	*CNAE*
Diretores e trabalhadores de P&D e TI	1236	73114
	1237	82113
	1425	631
	1426	620
		73203
		70204
Administradores e analistas de redes	2123	95118
		82202
		82113
	2124	63119
		620
		631
Programadores	3171	95118
		70204
		620
		631
Trabalhadores de telemarketing	4223	82202
	4222	
	420135	
Manutenção		
Profissões	*CBO*	*CNAE*
Técnicos de manutenção	3141	43223
		28691
	3144	33147
Mecânicos e especialistas em manutenção	9151	33121
		33147
	9153	61906
		43215
Setor alimentício		
Profissões	*CBO*	*CNAE*
Cozinheiro	5132	56201
Copeiro	513425	81214
	513430	56201

Profissões	CBO	CNAE
Barman	513420	56201
Auxiliar e produtor de alimentos	5135	56201
	5136	
Setor residencial e predial		
Profissões	*CBO*	*CNAE*
Ascensorista, garagista e zelador	5141	81214
Faxineiros	5142	
	5143	81214
Agente de segurança	5172	
	5173	80111
Porteiro	5174	81117
		81214
		80111
Setor elétrico		
Profissões	*CBO*	*CNAE*
Trabalhadores do setor elétrico	9511	
	7313	951
	7321	
	7311	952
	7156	
	7243	63992
	7301	
	8601	61096
	9501	
	9502	43215
	9531	
	9541	33210
Setor de construção		
Profissões	*CBO*	*CNAE*
Operários e construtores	7151	
	7152	
	7153	
	7154	
	7155	
	7157	
	7161	71120
	7162	
	7163	
	7164	
	7165	
	7166	
	7170	43991
	7201	
	7202	
	7211	
	7212	
	7241	
	7243	43215

r b e

ISSN 1806-9134 (online)
DOI 10.5935/0034-7140.20180004
Revista Brasileira de Economia, **72**(1), 61–79

Impactos Econômicos de Políticas Climáticas Europeias e Americanas Sobre a Economia Brasileira

Franklin França*
Angelo Costa Gurgel†

Sumário: **1. Introdução; 2. Metodologia; 3. Dados utilizados; 4. Cenários simulados; 5. Resultados; 6. Conclusões; Apêndice. Tarifas compensatórias.**

Palavras-chave: **Gases de Efeito Estufa, Política Climática, Tarifas de Carbono, Brasil.**

Códigos JEL: **Q54, Q56, F18, C68.**

Este trabalho procura mensurar os efeitos que a adoção de políticas climáticas pelos países desenvolvidos (EUA e UE) poderiam ter sobre a economia brasileira e também a possibilidade da aplicação por aqueles países de uma tarifa de compensação ao conteúdo de carbono dos produtos importados, com o intuito de reduzir a perda de competitividade e os vazamentos de emissões. Os resultados indicam que O Brasil sofreria perdas máximas de cerca de 0,2% em bem-estar, no ano de 2025, sendo pouco afetado por políticas climáticas adotadas pelos países desenvolvidos.

We aim to measure the impacts of the adoption of climate policies in developed countries (USA and EU) on the Brazilian economy. We also consider the possible adoption by those countries of compensatory board tariffs based on the carbon content of imported products, aiming to reduce the loss of competitiveness and the leakage in emissions. The results indicate that Brazil welfare losses will not be larger than 0.2%, in 2025, what means it will suffer few effects from climate policies in the developed countries.

1. INTRODUÇÃO

Desde a década de noventa e principalmente no início do século XXI vem se intensificando o debate a respeito do papel das emissões de gases do efeito estufa pelo homem. O chamado fenômeno do efeito estufa é natural e consiste na acumulação de gases na atmosfera do nosso planeta. Esses gases mantêm o calor na terra e graças a eles foi possível que se desenvolvessem todas as formas de vida conhecidas. As mudanças climáticas são um fato histórico, tendo ocorrido em diversos períodos da história do nosso planeta (vide a era glacial, por exemplo).

Dessa forma, a acumulação excessiva desses gases "aprisiona" a luz solar em demasia e bloqueia a saída de radiação, provocando um aumento da temperatura global com conseqüências diversas nas diferentes regiões do mundo. Os cientistas que afirmam que a atividade humana é responsável por uma parcela importante do acúmulo de gases causadores do efeito estufa na atmosfera, encontram

*Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto – FEARP/USP. Rua Peixoto Gomide, 281, apt 34, Jardim Paulista, São Paulo, SP, Brasil. CEP 01409-001.

†EESP/FGV. Rua Itapeva, 474, 6º andar, GVAgro, Bela Vista, Sao Paulo, SP, Brasil. CEP 01332-000.

Recebido em 10 de abril de 2017
Aceitação final em 17 de julho de 2017

This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License.

na evolução da temperatura da superfície do globo terrestre em 0,5 °C ao longo dos últimos 100 anos, período que coincide com o início da revolução industrial, uma confirmação na relação de causa e efeito entre emissões e aumento da temperatura.

Com base nas evidências de que as atividades humanas sejam responsáveis por boa parte do aquecimento global, e considerando os possíveis resultados negativos e até mesmo catastróficos para a economia de muitos países que este aumento acarretaria, o mundo já começou a se movimentar em direção a um futuro com maior utilização de energias limpas

O evento mais importante a respeito do comprometimento do mundo na redução das emissões de gases causadores do efeito estufa foi a terceira conferência das partes (COP), realizada em Kyoto, no Japão, onde foi adotado o protocolo de mesmo nome, que entrou em vigor em 2005. Este protocolo estabeleceu que os países industrializados reduzissem as emissões de gases de efeito estufa (GEE) com relação aos níveis de 1990 em 5,2%, em média, entre os anos de 2008 e 2012.

Em 2007 o G8 propôs uma meta de redução de 50% nas emissões mundiais dos países desenvolvidos e em desenvolvimento até 2050. Esta meta, apresentada em 2007 durante um encontro entre países participantes do protocolo de Kyoto, prevê que os países em desenvolvimento devem se comprometer a reduzir entre 10% e 30% até 2020, e os desenvolvidos entre 25% e 40% no mesmo período (Intergovernmental Panel On Climate Change – IPCC, 2007). Em 2050 todos devem atingir a meta de 50% nas reduções de poluentes atmosféricos (G-8 Hokkaido Summit, 2008).

Entretanto o percentual de redução de emissão de poluentes desejável, de acordo com os cientistas é de 70%. Este valor seria suficiente para que o aquecimento fosse reduzido quase pela metade, evitando o derretimento das geleiras do Ártico e permitindo a preservação da pesca e da fauna (Washington et al., 2009).

O Brasil, em 2009, era responsável por 5% das emissões mundiais de gases do efeito estufa (Viola, 2009), e de acordo com estimativas para 2004, tem cerca 75% de suas emissões oriundas das mudanças no uso da terra e da agricultura e pecuária (Yu, 2004). No entanto, o Brasil tem vantagens para explorar nesse cenário, pois o país pode vir a se tornar um grande exportador de créditos de carbono através dos programas de Mecanismos de Desenvolvimento Limpo (MDL), bem como através do programa de Redução de Emissões de Desmatamento (REDD), além de possuir um programa de biocombustíveis bem sucedido.

As políticas ambientais mais discutidas são os mercados de créditos de carbono (*cap-and-trade)* e os impostos às emissões. Alguns países desenvolvidos encontram-se em processo avançado de discussão ou mesmo implementação dessas políticas. A União Europeia (UE) iniciou em 2005 um esquema de mercados de carbono (Reinaud, 2004). O *European Union Greenhouse Gas Emission Trading System* (EU ETS), o qual inclui a maioria dos países do bloco. Nos EUA a proposta do *American Clean Energy and Security Act* apresentada à câmara dos deputados foi aprovada e um mercado de créditos de carbono semelhante ao modelo europeu deve ser implementado no país. O projeto pretende reduzir as emissões de gases do efeito estufa em 80% até 2020, e em 58% até 2030 em relação aos níveis de 2005. A partir de 2030 a redução deve ser de 17% ao ano até 2050 (Paltsev, Reilly, Jacoby & Morris, 2009).

A adoção dessas políticas por alguns países devem repercutir em efeitos que se propagam para outras nações. M. Babiker & Jacoby (1999) discutem que a restrição em emissões nos países desenvolvidos aumenta o custo de manufaturados exportados aos países em desenvolvimento, por encarecer as tecnologias intensivas em combustíveis fósseis, bem como devem diminuir a demanda mundial por tais combustíveis, reduzindo seus preços internacionais. O controle de emissões tende ainda a deprimir a atividade econômica em países sujeitos à restrição, diminuindo a sua demanda por importações, o que afeta as vendas internacionais dos países em desenvolvimento. Essa combinação de mudanças nos preços e volumes comerciais podem favorecer algumas economias e prejudicar outros.

Dois aspectos importantes relacionados à adoção unilateral de políticas climáticas dizem respeito à mudança relativa no padrão de vantagem comparativa desses países e na possibilidade de vazamentos

em emissões, que compromete a meta desejada de controle. Países que adotarem tais políticas tendem a perder competitividade e reduzirem suas participações nos mercados internacionais frente aos países que não adotam restrições às emissões, por conta do encarecimento da produção local. Ainda, indústrias mais intensivas em emissões podem decidir migrar suas plantas de produção para países que não possuem política climática, reduzindo assim a eficácia da política em controlar as mudanças climáticas, uma vez que tais mudanças dependem da concentração mundial de gases de efeito estufa. Tais aspectos têm sido considerados na formulação de políticas, como no caso do *American Clean Energy Act* of 2009, que prevê a cobrança pelas emissões embutidas nas importações realizadas pelos Estados Unidos (US Congress, Senate, 2009). Isso significaria a adoção de impostos compensatórios baseados no conteúdo de carbono (*board carbon tax adjustment*), que teriam o potencial de impedir a perda de competitividade pelas indústrias dos países que combatem as mudanças climáticas e reduzi os vazamentos de emissões pelo deslocamento da produção de países que controlam suas emissões para países sem tais padrões (Dissou & Eyland, 2011).

Considerando as políticas climáticas em implementação na UE e em discussão nos EUA, o objetivo do presente trabalho é avaliar os impactos que tais políticas ambientais de controle de emissão de gases causadores do efeito estufa naqueles países possam ter sobre a economia brasileira, incluindo a possibilidade de cobrança pelos países desenvolvidos de tarifas compensatórias com base no conteúdo de carbono.

Para atingir o objetivo proposto, este trabalho irá verificar e aprimorar as informações da economia brasileira e dos países do Anexo I e não Anexo I em um modelo previamente construído de equilíbrio geral, o modelo EPPA (*Emissions Prediction and Policy Analysis*), que será apresentado na seção de metodologia. Neste modelo serão implementados dois conjuntos de cenários possíveis que a EU tem vem implementando e os EUA tem discutido. Dessa forma, espera-se mensurar para a economia brasileira os possíveis impactos de políticas climáticas unilaterais nos países desenvolvidos, no que diz respeito a aspectos como crescimento econômico, consumo agregado, produção setorial, entre outros.

A respeito de trabalhos anteriores sobre o tema de políticas climáticas, diversos estudos procuram mensurar os impactos nos próprios países implementando as políticas, como Reilly & Paltsev (2006), Kasahara, Paltsev, Reilly, Jacoby & Ellerman (2007) e Paltsev et al. (2008). Quanto aos efeitos de tarifas compensatórias de carbono, sobre terceiros países, pode-se destacar estudos como os de M. H. Babiker & Rutherford (2005) e Fischer & Fox (2007). No caso de estudos específicos sobre a economia brasileira, Tourinho, Motta & Alves (2003), bem como Silva (2010) estudaram o efeito da taxação de carbono no país. Já Feijó & Porto (2009) mensuraram os impactos para o bem estar da economia brasileira da implantação do Protocolo de Kyoto, analisando os efeitos quando outras 78 nações implementam-no. Moreira & Giometti (2008) avaliaram os projetos de MDL a serem implantados nos países em desenvolvimento, enquanto Diaz & Schwartzman (2005) trataram das políticas de REDD, que são propostas para evitar o desmatamento e promover o reflorestamento. Lima (2011), por sua vez, estudou os impactos que políticas climáticas adotadas nos países desenvolvidos teriam sobre o Brasil, contudo, sem abordar a questão dos possíveis efeitos de tarifas compensatórias de carbono (TCC). Dessa forma, o presente trabalho busca acrescentar a essa literatura a mensuração dos impactos de políticas climáticas em países desenvolvidos sobre a economia brasileira, considerando a possibilidade de que barreiras comerciais sejam adotadas por tais países para compensar a perda de competitividade de suas empresas e evitar os vazamentos de carbono.

2. METODOLOGIA

Nesta seção será detalhada a metodologia utilizada para mensurar os impactos de políticas climáticas internacionais sobre a economia brasileira. Para atingir os objetivos da pesquisa, é necessário utilizar uma abordagem capaz de representar os diversos setores da economia responsáveis pelas emissões

de gases de efeito estufa, bem como as relações entre esses setores e as interações entre os países através dos mercados mundiais. Modelos computáveis de equilíbrio geral são capazes de atender a essas necessidades, sendo uma ferramenta comum em estudos econômicos de políticas de amplo alcance na economia.

Dessa forma, utilizar-se-á o modelo EPPA (*Emissions Prediction and Policy Analysis*). O EPPA é um modelo de equilíbrio geral para a economia mundial, que leva em conta dezesseis países e regiões, sendo desenvolvido no Programa Conjunto de Ciência e Política de Mudança Global do MIT (Paltsev et al., 2005). O modelo foi construído de forma a estimar as emissões de gases causadores do efeito estufa de origem antropogênica e estimar os impactos econômicos de políticas climáticas.

Os modelos de equilíbrio geral são representados por interações entre diversos agentes que tem como objetivo a otimização de suas preferências e lucros. Assim sendo, estes interagem através dos mercados de bens e fatores de produção. Para obter o equilíbrio em um modelo de equilíbrio geral é preciso que todas as variáveis endógenas (preços e quantidades) ajustem-se de forma que os indivíduos, dadas sua restrições, não possam mais melhorar sua situação alterando seu comportamento. Shoven & Whalley (1998) e Sadoulet & De Janvry (1995), apresentam maiores detalhes sobre essa classe de modelos.

2.1. O modelo EPPA

O EPPA é um modelo de equilíbrio geral dinâmico recursivo, resolvido de 5 em 5 anos para a economia mundial, entre 2005 e 2.100. Em cada período, funções de produção para cada setor da economia descrevem as combinações de capital, trabalho, terra, energia e insumos intermediários para gerar os bens e serviços. O consumo é modelado pela presença de um indivíduo representativo que busca a maximização da utilidade pelo consumo de bens e serviços.

No modelo EPPA os setores de produção e consumo são representados por uma função de produção aninhada de elasticidade de substituição constante (CES) ou funções Leontieff e Cobb-Douglas, que são casos particulares da CES, onde a escolha de cada uma delas dependerá das particularidades de cada setor (e.g., Paltsev et al., 2005; Paltsev et al., 2008).

A agregação de setores e fatores primários do modelo procura representar os mercados de energia, incluindo o uso de recursos e tecnologias alternativas aos combustíveis fósseis. O modelo gera como resultados medidas de evolução e mudanças em variáveis econômicas como: produto interno bruto, consumo agregado, nível de bem-estar, produção setorial, fluxo comercial, emissões de gases de efeito estufa e índices de preços em geral. Portanto, o modelo é uma ferramenta importante para a análise econômica dos efeitos das políticas climáticas. A Tabela 1 apresenta os países e regiões, setores e fatores primários de produção explicitamente representados no modelo.

2.2. Estrutura de equilíbrio do modelo

O EPPA foi formulado como um problema de complementaridade mista onde as seguintes desigualdades precisam ser satisfeitas: Lucro zero, equilíbrio dos mercados e equilíbrio da renda.

1. *Condição de lucro zero:* A primeira restrição requer que em equilíbrio nenhum produtor obtenha lucro excessivo. Da forma vista a seguir, em equilíbrio, o custo unitário não deve ser menor do que o preço do produto:

$$-\Pi_{j(p)} = C_{j(p)} - R_{j(p)}, \tag{1}$$

onde $-\Pi_{j(p)}$ é a função lucro por unidade, que mede a diferença entre custo unitário e receita unitária.

Tabela 1. Países, regiões e setores do modelo EPPA.

País ou Região	Setores	Fatores
Desenvolvidos	**Não-Energéticos**	Capital
Estados Unidos	Agricultura - Culturas	Trabalho
Canadá	Agricultura - Pecuária	Recursos de petróleo bruto
Japão	Agricultura – Silvicultura	Recursos de Gás natural
União Europeia	Alimentos	Recursos de carvão
Austrália e Nova Zelândia	Serviços	Recursos de petróleo mineral
Federação Russa	Produtos intensivos em energia	Recursos nucleares
Leste Europeu	Outros produtos industriais	Recursos hidroelétricos
	Transporte industrial	Recursos eólicos e solares
	Transporte urbano	Terra
Em Desenvolvimento	**De Energia**	
Índia	Carvão	
China	Petróleo bruto	
Brasil	Petróleo refinado	
Leste Asiático com maior renda	Gás natural	
México	Elétrica: fóssil	
América Latina	Elétrica: hidro	
Oriente Médio	Elétrica: nuclear	
África	Elétrica: solar e eólica	
Resto da Ásia	Elétrica: biomassa	
	Elétrica: CCGN*	
	Elétrica: carvão com SCC**	
	Elétrica: gás com SCC	
	Elétrica: petróleo mineral	
	Gás sintético	
	Líquidos da Biomassa	
	Etanol de cana-de-açúcar[a]	

Notas: * CCGN: Ciclo combinado de gás natural. ** SCC: Sequestro e captura de carbono. [a] Apenas na região Brasil.

2. *Condição de equilíbrio dos mercados de bens:* Em equilíbrio, preços e níveis de atividade devem ser maiores ou iguais que a demanda dos consumidores:

$$\sum_j y_j \frac{\partial \prod_j(p)}{\partial p_i} + \sum_h w_{ih} \geq \sum_h d_{ih}(p, M_h), \tag{2}$$

onde w é a dotação inicial das famílias; d_{ih} a demanda do bem i pelas famílias; o primeiro somatório, calculado via lema de Shepard, representa a oferta líquida do bem i, considerando-se retornos constantes de escala nos setores produtores; o segundo somatório representa a dotação inicial do bem i pelas famílias; e o último somatório representa a demanda final do bem i pelas famílias, a qual é derivada a partir da maximização da função utilidade com restrição orçamentária:

$$d_{ih}(p, M_h) = \arg\max \left\{ U_h(x) \,\middle|\, \sum_i p_i x_i = M_h \right\}, \tag{3}$$

onde U é a função utilidade, M a renda e d a demanda final.

3. *Equilíbrio da Renda nas famílias:* Renda das famílias em equilíbrio deve igualar o valor das dotações de fatores:

$$M_h = \sum_f p_i w_{ih}. \tag{4}$$

Como se trata de funções de utilidade que exibem não-saciedade, a lei de Walras deve sempre ser válida:

$$\sum_i p_i d_{ih} = M_h = \sum_i p_i w_{ih}. \tag{5}$$

Agregando as condições de equilíbrio dos mercados e utilizando, condição de lucro zero, preços e níveis de atividade de equilíbrio temos que, para todo j,

$$\sum_j y_j \prod_j(p) = 0 \qquad \text{ou} \qquad y_j \prod_j(p) = 0.$$

Com isso, podemos dizer que

$$p_i \left(\sum_j y_j \frac{\partial \prod_j(p)}{\partial p_i} + \sum_h w_{ih} - \sum_h d_{ih}(p, M_h) \right) = 0, \qquad \forall j. \tag{6}$$

Esta equação significa que, em equilíbrio, qualquer atividade tem lucro zero, e toda a atividade com lucro negativo fica inativa. Desta forma, a inatividade complementar é uma peça importante para a alocação de equilíbrio mesmo que não seja imposta como condição *per se* para o mesmo.

O modelo EPPA pode ser explicado de maneira simplificada como uma otimização do comportamento das firmas e das famílias. Para as firmas a solução deste problema se dá quando estas escolhem um nível de produto e insumos a fim de maximizar seus lucros sujeitos às suas restrições tecnológicas. No modelo EPPA assume-se que a produção é representada por tecnologias com elasticidade de substituição constante (CES), que por apresentarem retornos constantes de escala simplificam o problema da firma.

Para solucionar o problema das famílias o modelo considera, em cada região, que um agente representativo possui uma dotação inicial de fatores de produção e serviços, os quais podem ser vendidos ou alugados às firmas. Em cada período, este agente representativo escolhe seus níveis de consumo e poupança que maximizam sua função de bem estar sujeita à sua restrição orçamentária.

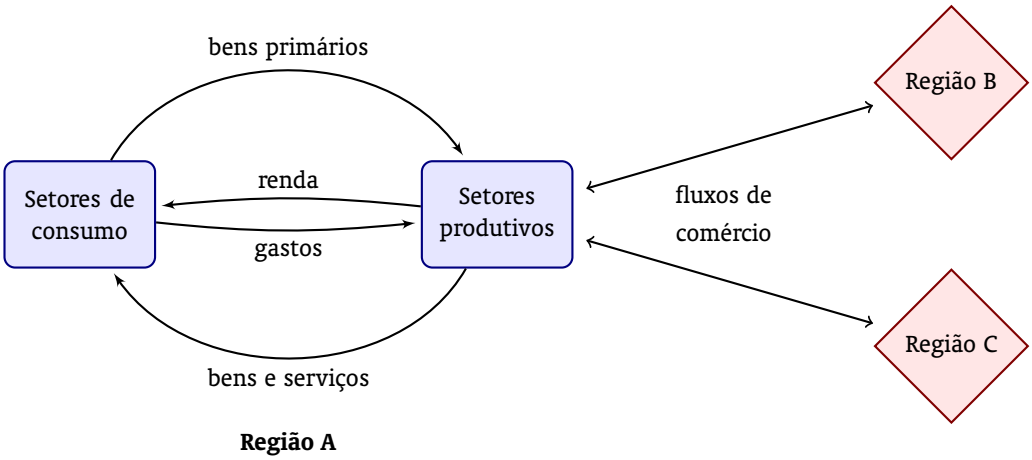
2.3. Implementações de políticas

O modelo EPPA possui uma variedade de opções para a especificação de políticas de controle de emissões. Impostos e insumos sobre combustíveis podem ser representados, bem como as alíquotas dos mesmos podem ser fixadas para representar a composição de carbono dos diferentes tipos de combustíveis. Dessa forma, restrições sobre as emissões podem ser solucionadas pelo modelo, o qual possui flexibilidade para representar estas restrições por região, setor e por gases do efeito estufa. Exportações e importações de licenças de emissões são contabilizadas juntamente com os demais fluxos comerciais, e o comércio destas permissões entra como parte da balança comercial.

A Figura 1 demonstra o fluxo circular de bens e serviços do modelo. Nele estão relacionados todo o sistema de trocas domésticas além do mercado externo. A figura também relaciona uma série de políticas de mitigação e todas as ferramentas que fazem parte do EPPA5.

O EPPA possibilita fixar restrições separadas para cada setor e gases do efeito estufa e então encontrar a solução para um setor e/ou preço específico destes gases. Controles de preço resultantes da solução do modelo com restrições sobre esses gases são reportados por toneladas de gás relevante (em contraposição a um preço equivalente de carbono). Quando o comércio de gases é permitido, uma taxa de troca entre gases deve ser especificada. Com esta opção, o preço equivalente de carbono é o preço reportado para a restrição de carbono.

Figura 1. Representação simples dos fluxos econômicos no EPPA, ferramentas e políticas.



Ferramentas do modelo:
1. Inclusão de todos os gases do efeito estufa.
2. Flexibilidade entre regiões e setores produtivos.
3. Detalhamento do setor energético
4. Mensuração do bem-estar das políticas.

Políticas de mitigação:
1. Limites de emissões.
2. Taxação de carbono.
3. Taxas de energia.
4. Permissões negociáveis.
5. Regulação da tecnologia.

2.4. Produção

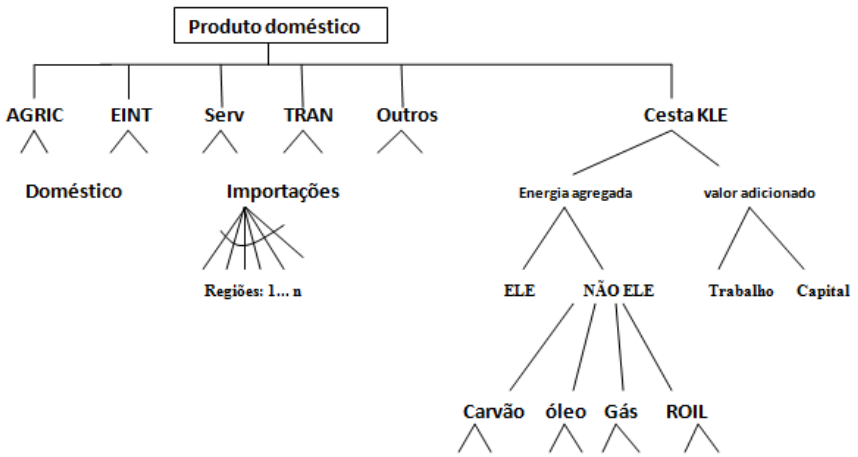
No EPPA5 as tecnologias de produção são representadas por funções CES aninhadas e incorporam desagregação entre setores o que possibilita maiores possibilidades de substituição entre fontes de energia. A estrutura aninhada foi desenvolvida para permitir maior flexibilidade na calibragem de elasticidades, particularmente para os setores onde o custo de abatimento das emissões é mais sensível. Dessa forma, o modelo permite fazer análise de sensibilidades dos cenários, o que é uma ferramenta importante para a avaliação dos resultados das políticas ambientais. A Figura 2 exemplifica a estrutura aninhada dos setores de serviços, transportes, intensivos em energia e outros.

3. DADOS UTILIZADOS

Os dados utilizados neste trabalho para alimentar e calibrar o EPPA são oriundos do Global Trade Analysis Project (GTAP), que é um banco de dados que considera matrizes de insumo-produto para todos os países e regiões do mundo, consumo macroeconômico regional, produção e fluxos de comércio bilateral. Da Agência de Energia Internacional (IEA) são obtidos os dados a respeito da oferta e consumo de energia dos países e regiões que fazem parte do modelo.

Os dados relativos aos gases que provocam o efeito estufa serão obtidos da agência de proteção ambiental americana, enquanto os dados relativos aos poluentes urbanos podem ser encontrados no banco de dados EDGAR (Olivier & Berdowski, 2001). Em relação ao Brasil, além dos dados do país nas fontes mencionados acima, serão consultadas a base de dados do IBGE, do IPEA e do Ministério de Minas e Energia.

Figura 2. Estrutura aninhada dos setores de serviços, transporte, intensivos em energia e outros.



Fonte: Paltsev et al. (2005).

4. CENÁRIOS SIMULADOS

Este trabalho utilizou o modelo EPPA5 para simular 3 cenários para a economia mundial: Um de referência, onde nenhuma política é adotada, e dois onde Europa e Estados Unidos utilizam políticas ambientais (pol) para controlar as emissões de gases causadores do efeito estufa. Ambos os cenários onde existem restrições às emissões de poluentes partem do princípio de uma política de redução gradual a partir de 2015.

O cenário de políticas climáticas considera a implementação da terceira fase da política na União Europeia (redução de 14% ao decênio em relação às emissões observadas em 2005) e política de redução de 14% ao decênio nos EUA em relação às emissões observadas em 2005. Os cenários de políticas serão simulados no modelo EPPA como um mercado amplo de créditos de carbono na região implementadora, com os limites em emissões impostos sobre todos os gases de efeito estufa. Será considerada a possibilidade de comercialização de créditos entre diferentes setores e tipos de gases, de forma a obter um preço único em termos de dólares por unidade de CO_2 equivalente em toda a região. Os limites em emissões aplicam-se às emissões provenientes do uso de energia e de atividade dos setores (emissões fugitivas), incluindo as provenientes das atividades agropecuárias e produção de cimento, contudo, excluindo as provenientes de mudanças no uso da terra e desmatamento.

A diferença entre os dois cenários de políticas diz respeito a uma tarifa de compensação de carbono (TCC). Esta tarifa tem o objetivo de compensar o aumento nos custos que os produtos europeus e americanos enfrentam com a adoção da política climática, particularmente os intensivos em energia, e evitar que haja uma perda de competitividade. A idéia é evitar que as indústrias transfiram sua produção para países onde as políticas não vigoram, o que poderia anular os esforços de redução de emissões. As tarifas de compensação de carbono são impostas às importações de bens e serviços de todos os parceiros comerciais que não adotam políticas climáticas, e são calculadas com base no conteúdo de emissões de gases de efeito estufa associados à produção no país exportador no ano base do modelo. O Apêndice apresenta o nível das tarifas impostas pelos EUA no cenário TCC para dois períodos distintos.[1]

[1]Por limitação de espaço optou-se por não apresentar as tarifas compensatórias para a UE, que são similares e seguem padrão setorial parecido com dos EUA, bem como escolheu-se apenas os períodos de 2015 e 2030. Como a política climática impõe

Neste trabalho serão analisadas as mudanças em algumas variáveis mais importantes com relação ao cenário de referência: emissões, produto, bem-estar, produção e exportações. Os países a serem analisados serão EUA, Europa e Brasil. O objetivo é verificar como se comportam as economias dos países que implementam as políticas e como reagiria a economia brasileira às políticas ambientais praticadas no resto do mundo.

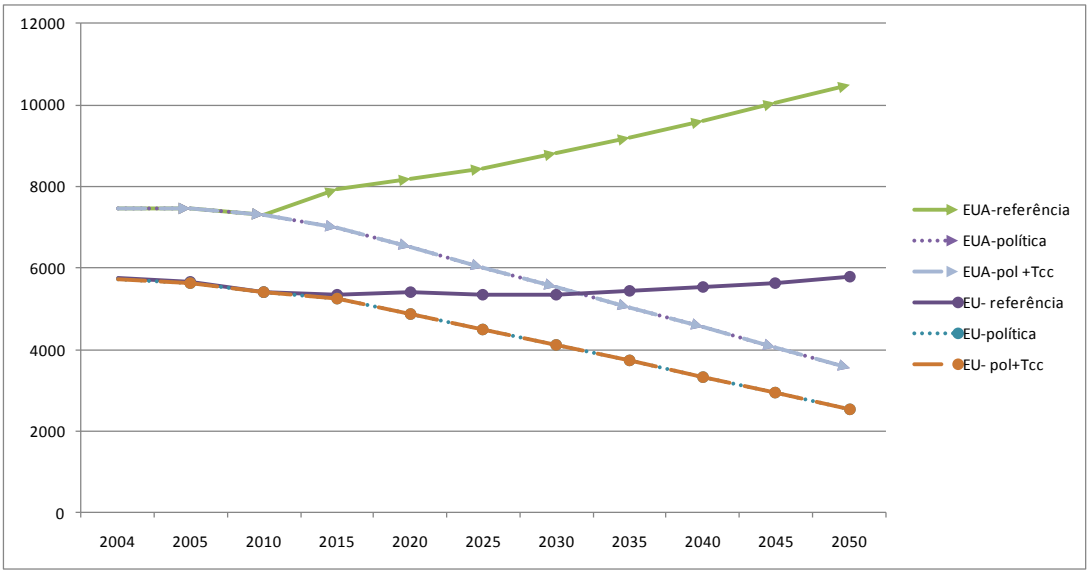
5. RESULTADOS

As figuras 3 e 4 apresentam evolução das emissões para EUA e Europa e do mundo, respectivamente, comparando o cenário de referência com os de políticas climáticas. O Gráfico 5 permite observar como os cenários de políticas climáticas simulados afetam as economias. Fica nítido a partir desse gráfico o maior esforço de redução de emissões feito pelos EUA diante do cenário simulado, apesar dos cortes percentuais similares aos implementados para a UE. A redução absoluta em emissões menos pronunciada na UE é consequência da taxa de crescimento econômico menor no cenário de referência, que resulta em um crescimento menos acentuado na trajetória de emissões na ausência de políticas climáticas.

A trajetória de emissões mundiais de gases de efeito estufa é pouco afetada pelos cenários de políticas (Figura 4). De uma forma geral, é importante ressaltar que as políticas aplicadas apenas por um conjunto restrito de países desenvolvidos diminuem a taxa de crescimento das emissões de gases do efeito estufa, porém, devido ao pronunciado crescimento econômico e em emissões esperados para os países desenvolvidos, essas mesmas políticas não são capazes de reduzirem consideravelmente as emissões de gases de efeito estufa, sugerindo a necessidade de uma participação ativa de mais países para solução do problema climático

A Figura 5 apresenta a variação da taxa de crescimento anualizada do produto para os EUA, UE e Brasil. As políticas ambientais aplicada nos dois primeiros praticamente não afetam a taxa de crescimento da economia brasileira, no entanto, é possível perceber que há uma redução no ritmo de

Figura 3. Emissões totais, EUA e Europa, em Milhões de Ton de CO_2-eq.



reduções em emissões mais pronunciadas com o tempo, o preço do carbono aumenta progressivamente, o que reflete em maiores tarifas compensatórias ao carbono para períodos mais distantes no futuro.

Figura 4. Emissões mundiais, em Milhões de Ton de CO_2-eq.

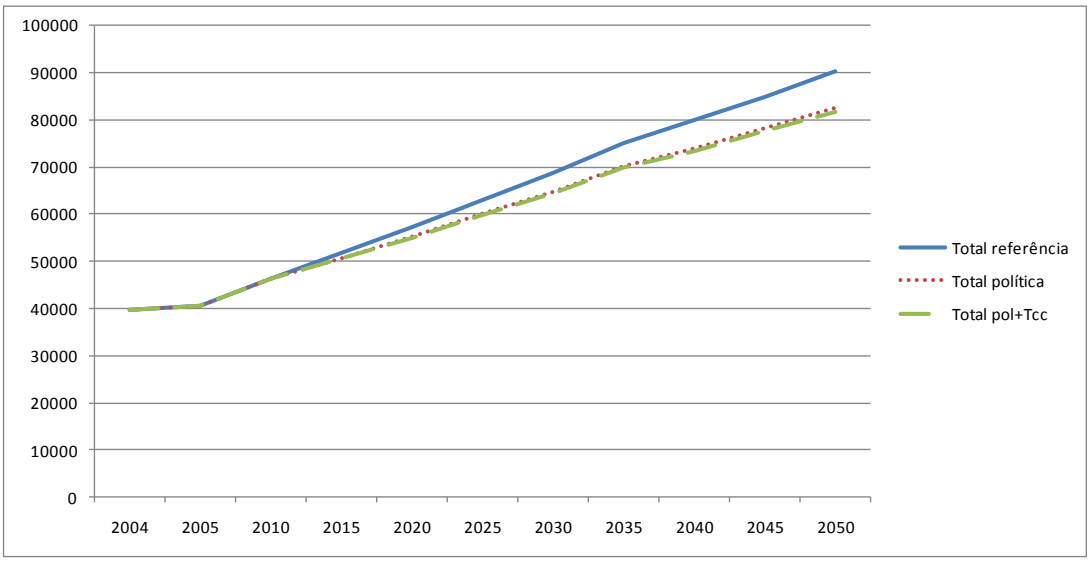
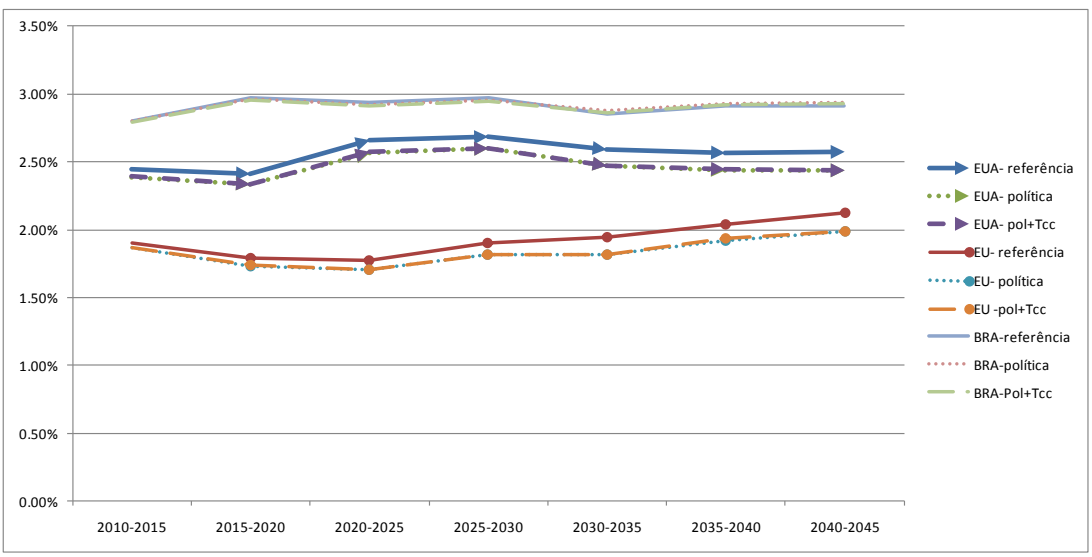


Figura 5. PIB, EUA, UE e Brasil,variação % anual.



crescimento nos EUA e na Europa. Ainda, a tarifa de compensação de carbono não muda essa situação. De fato, as linhas que representam a evolução do PIB com as políticas ambientais praticamente se sobrepõem.

A Figura 6 mostra as mudanças em bem estar, em relação ao cenário de referência, para as duas políticas ambientais consideradas. É importante observar que a taxa de compensação de carbono (Pol+Tcc) melhora um pouco a situação dos países que aplicam a política ambiental uma vez que a perda de bem estar é menor. No entanto, o mais interessante é observar o comportamento da economia brasileira. Nos primeiros períodos, há uma perda de bem estar mais acentuada que passa a ter um viés de melhora conforme se aproximam os anos de 2030 e 2035.

Esse resultado sugere que a redução mais pronunciada no crescimento e no bem-estar dos EUA e da UE inicialmente se refletem em menor demanda mundial pelos produtos brasileiros, bem como encarecimento das importações vindas daquelas regiões, mas que posteriormente o Brasil consegue explorar mercados internacionais perdidos pelos países desenvolvidos. Por outro lado, a tarifa de compensação de carbono tem um efeito pronunciado no caso do Brasil, já que observa-se um acréscimo na perda de bem estar durante todo o período analisado. Esse resultado indica que as tarifas compensatórias ao conteúdo de carbono possuem efeito quase nulo para a economia que as impõe, contudo, afetam em grau bem maior parceiros comerciais como o Brasil, que precisam se adequar a essa nova barreira comercial.

As Tabelas 2, 3 e 4 contém os dados da produção dos setores: culturas, pecuária, silvicultura, alimentos, produtos intensivos em energia (EINT), outros produtos e o setor de transportes, para Brasil, EUA e Europa, respectivamente. Os resultados setoriais são consequência de diversos fatores, como a participação do país nas exportações para os EUA e UE, conteúdo de carbono na produção dos bens e nível da tarifa compensatória de carbono, competição por fatores primários com outros setores afetados, entre outros.

Figura 6. Bem-Estar (comparação com cenário de referência).

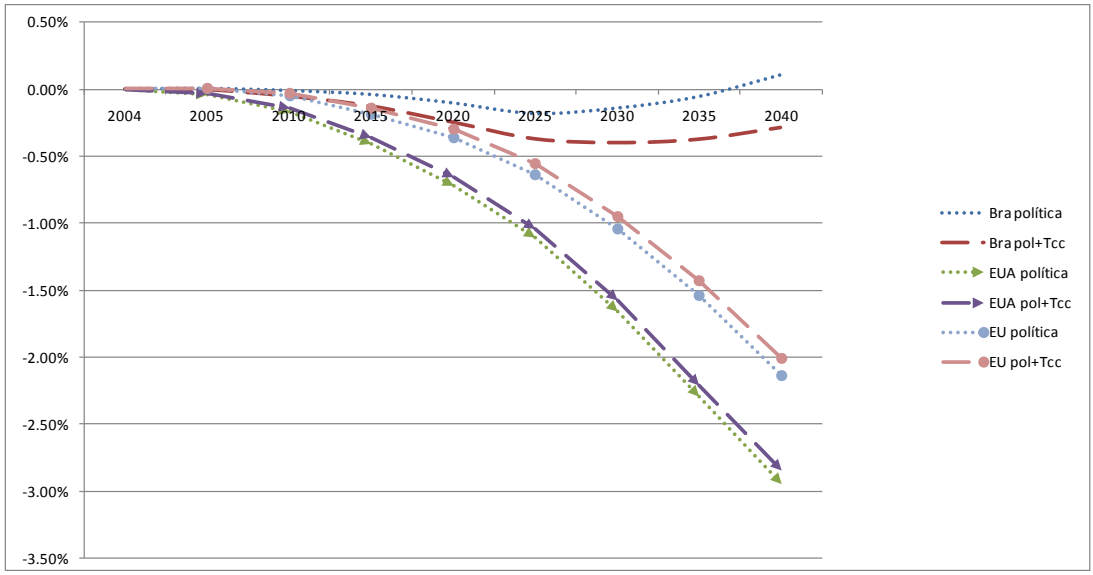


Tabela 2. Valor da Produção, Brasil, em US$10 bilhões.

		Brasil							
		2015	2020	2025	2030	2035	2040	2045	2050
Culturas	Referência	5,31	5,93	6,52	7,16	8,40	9,90	11,91	14,61
	Políticas	5,32	5,96	6,56	7,23	8,54	10,18	12,43	15,55
	Pol.+Tcc	5,31	5,91	6,46	7,09	8,36	9,90	12,05	15,05
Pecuária	Referência	2,16	2,38	2,64	2,92	3,29	3,69	4,17	4,73
	Políticas	2,16	2,38	2,64	2,93	3,31	3,71	4,21	4,80
	Pol.+Tcc	2,16	2,37	2,63	2,91	3,28	3,68	4,18	4,76
Silvicultura	Referência	0,09	0,09	0,10	0,12	0,13	0,15	0,18	0,20
	Políticas	0,09	0,09	0,10	0,12	0,13	0,15	0,18	0,21
	Pol.+Tcc	0,09	0,09	0,10	0,12	0,13	0,15	0,18	0,21
Alimentos	Referência	11,87	12,97	14,36	15,88	17,76	19,73	22,09	24,77
	Políticas	11,88	12,98	14,37	15,88	17,75	19,72	22,10	24,80
	Pol.+Tcc	11,88	12,99	14,39	15,91	17,79	19,78	22,16	24,90
EINT	Referência	20,70	23,44	27,01	31,00	35,83	40,98	46,96	53,60
	Políticas	20,75	23,58	27,30	31,44	36,20	41,67	47,77	54,50
	Pol.+Tcc	20,74	23,59	27,30	31,43	36,18	41,63	47,70	54,37
Outros	Referência	43,61	49,13	55,87	63,25	71,90	81,81	93,48	106,75
	Políticas	43,59	49,08	55,75	63,08	71,62	81,38	92,94	106,01
	Pol.+Tcc	43,61	49,13	55,86	63,24	71,84	81,68	93,31	106,47
Transportes	Referência	5,40	6,16	7,19	8,36	9,70	11,18	12,88	14,78
	Políticas	5,42	6,22	7,32	8,59	10,03	11,68	13,56	15,68
	Pol.+Tcc	5,42	6,20	7,26	8,47	9,83	11,35	13,11	15,09

Tabela 3. Valor da Produção, EUA, em US$10 bilhões.

		EUA							
		2015	2020	2025	2030	2035	2040	2045	2050
Culturas	Referência	20,14	22,07	23,61	25,50	29,32	33,57	38,81	45,23
	Políticas	19,87	21,33	22,38	23,06	24,23	25,21	27,01	28,03
	Pol.+Tcc	19,96	21,59	22,78	23,65	24,86	25,95	28,04	29,18
Pecuária	Referência	12,79	13,78	14,73	15,96	18,04	20,26	23,00	26,57
	Políticas	12,69	13,51	14,25	15,09	16,27	17,39	18,92	20,48
	Pol.+Tcc	12,70	13,53	14,28	15,11	16,25	17,34	18,87	20,30
Silvicultura	Referência	2,16	2,35	2,55	2,80	3,13	3,51	3,95	4,44
	Políticas	2,17	2,35	2,56	2,80	3,08	3,37	3,69	4,09
	Pol.+Tcc	2,17	2,35	2,55	2,79	3,07	3,36	3,68	4,08
Alimentos	Referência	70,49	73,50	76,86	81,75	88,00	94,51	102,05	111,02
	Políticas	70,27	72,90	75,78	79,79	84,48	89,12	94,83	101,18
	Pol.+Tcc	70,21	72,72	75,44	79,22	83,64	87,99	93,48	99,21
EINT	Referência	241,25	270,10	303,47	345,72	393,04	443,68	500,69	565,12
	Políticas	239,56	265,56	294,83	331,60	372,86	416,02	464,07	517,73
	Pol.+Tcc	239,66	265,93	295,62	333,01	374,74	418,61	467,37	521,88
Outros	Referência	668,30	738,24	818,06	918,84	1.035,75	1.165,91	1.314,98	1.485,52
	Políticas	669,10	739,90	820,12	919,47	1.031,51	1.153,88	1.290,87	1.449,78
	Pol.+Tcc	668,84	739,12	818,68	916,98	1.028,47	1.150,08	1.286,11	1.444,69
Transportes	Referência	100,56	112,87	126,62	143,88	163,44	184,76	208,47	235,21
	Políticas	98,93	108,71	119,14	132,56	148,57	165,42	183,92	203,55
	Pol.+Tcc	98,98	108,93	119,62	133,55	149,85	167,16	186,17	206,34

Tabela 4. Valor da Produção, Europa, em US$10 bilhões.

		Europa							
		2015	2020	2025	2030	2035	2040	2045	2050
Culturas	Referência	26,62	28,41	30,14	32,09	34,54	37,50	41,41	45,77
	Políticas	26,63	28,35	29,93	31,71	33,94	36,48	38,71	40,93
	Pol.+Tcc	26,63	28,56	30,49	32,69	35,48	39,05	41,95	45,03
Pecuária	Referência	19,45	20,36	21,17	22,11	24,06	26,40	29,73	34,41
	Políticas	19,46	20,32	21,05	21,91	23,72	25,78	28,54	32,22
	Pol.+Tcc	19,46	20,33	21,06	21,92	23,70	25,76	28,32	31,70
Silvicultura	Referência	4,17	4,54	4,91	5,33	5,84	6,41	7,08	7,84
	Políticas	4,17	4,53	4,90	5,30	5,80	6,33	6,89	7,41
	Pol.+Tcc	4,17	4,53	4,89	5,29	5,78	6,31	6,78	7,30
Alimentos	Referência	121,65	120,07	118,37	117,53	118,94	121,31	125,69	132,06
	Políticas	121,67	120,02	118,18	117,16	118,36	120,31	123,85	129,12
	Pol.+Tcc	121,66	119,90	117,89	116,68	117,60	119,29	122,43	127,20
EINT	Referência	308,34	338,28	369,60	403,68	442,76	484,80	533,53	589,72
	Políticas	308,58	337,70	367,37	399,11	434,49	471,28	513,98	563,03
	Pol.+Tcc	308,66	337,90	367,74	399,67	435,33	472,50	515,90	565,66
Outros	Referência	589,33	649,73	712,32	781,57	860,97	946,98	1.046,17	1.160,17
	Políticas	588,95	648,68	710,17	778,07	856,02	939,62	1.033,62	1.140,37
	Pol.+Tcc	588,88	648,09	708,69	775,55	852,06	933,58	1.026,04	1.130,98
Transportes	Referência	139,50	153,17	167,21	182,69	201,25	221,76	245,56	273,19
	Políticas	139,88	152,75	165,20	178,49	193,54	209,22	228,72	250,92
	Pol.+Tcc	139,90	152,77	165,23	178,51	193,66	209,58	229,62	252,01

Em relação ao Brasil, as mudanças no valor da produção são, em geral, pouco expressivas, uma vez que devem refletir as mudanças em exportações, que por sua vez não são o principal destino da produção da maioria dos setores brasileiros. Em geral, A produção setorial cresce com a imposição da política climática nos EUA e UE, devido à perda de competitividade desses países, com exceção para o setor de outras indústrias (Outros). A leve redução no valor da produção desse setor é consequência da competição por fatores primários com os demais setores em expansão, e provavelmente uma menor capacidade competitiva do Brasil nessa indústria frente a outros competidores internacionais, também beneficiados com a política climática nos EUA e UE, como a China e a Índia.

Com a imposição das tarifas ao conteúdo de carbono, a produção brasileira dos setores de culturas e pecuária passa a ser menor que no cenário de referência. Tal resultado revela que a imposição das tarifas compensatórias ao carbono distorce os mercados desses bens para o Brasil em maior grau do que a perda de competitividade quando da adoção das políticas climáticas. Vale ressaltar que o Brasil acaba sofrendo a imposição de tarifas compensatórias mais elevadas que de outros países nesses setores, devido às emissões relativamente maiores oriundas de uma agricultura intensiva no uso de fertilizantes nitrogenados e com participação de rebanho bovino, o que leva à perda de mercado para outros países com menor conteúdo de carbono em suas exportações agropecuárias.[2].

Já o setor de silvicultura brasileiro passa a ser levemente beneficiado com aumentos de produção quando da imposição das tarifas ao carbono, uma vez que se aproveita de recursos liberados pelos demais setores agropecuários. O setor de alimentos, por sua vez, experimenta aumentos na produção quando da imposição das tarifas ao carbono nos países desenvolvidos, o que pode ser explicado por níveis tarifários relativamente menores às exportações brasileiras que os cobrados de importantes competidores internacionais nesse setor, como China, Índia, Resto da Europa e América Latina. Como

[2]O Apêndice apresenta as tarifas compensatórias ao carbono impostas pelos EUA para cada setor e região do modelo.

a principal fonte de carbono na produção da indústria de alimentos é proveniente do uso de energia[3] e a matriz energética brasileira possui uma composição de fontes renováveis bem maior que de outros países, o país acaba sofrendo com tarifas relativamente menores ao conteúdo de carbono nesse setor.

A indústria intensiva em energia (EINT) e o setor de transportes em geral são afetados negativamente pela imposição da tarifa ao carbono, contudo o valor da produção brasileira nesses setores continua superior ao observado no cenário de referência. Esse resultado reflete a menor possibilidade de exportação desses produtos e serviços para os EUA e UE diante da imposição da nova modalidade de barreira comercial. Como o Brasil não é um grande fornecedor para os países desenvolvidos, a produção é pouco afetada pela tarifa. O setor de outros bens (Outros), por sua vez, experimenta um aumento na produção quando da imposição da tarifa ao carbono, em relação ao cenário de política climática sem tal tarifa. Esse resultado deve-se à competição por recursos produtivos (capital e trabalho) principalmente com o setor EIND, bem como pelas tarifas compensatórias relativamente mais baixas para o Brasil que para a maioria dos demais países.

Analisando as tabelas 2 e 3, percebe-se um padrão semelhante de mudança no valor da produção nos EUA e na UE nos setores de bens intensivos em energia (EINT) e transportes, bem como no setor de outros bens (Outros). As tarifas compensatórias de carbono impostas por estes países permitem reverter parcialmente a queda na produção de EINT e de transportes sofrida com a imposição da política climática, devido aos elevadas níveis que essas tarifas atingem, uma vez que se aplicam a setores que demandam muita energia no processo produtivo.

O setor de outros bens, contudo, não é beneficiado quando da imposição das tarifas, uma vez que o nível de tarifa ao carbono neste setor é bem menor que nos demais. Essa mudança na proteção relativa setorial acaba prejudicando este setor, que passa a enfrentar maior concorrência com as importações, em relação aos demais setores da economia, e perde recursos primários para os setores mais protegidos.

Já o setor de culturas se beneficia com as tarifas compensatórias de carbono, que conferem elevado grau de proteção à produção doméstica daqueles países desenvolvidos, porém ocorrendo o oposto com a indústria de alimentos, prejudicada quando da imposição das tarifas compensatórias devido a níveis tarifários relativamente menores que de outros setores. Os setores de pecuária e de silvicultura experimentam variações pequenas e sem um padrão muito definido durante o horizonte de análise.

Esses resultados permitem inferir que as tarifas compensatórias às emissões de carbono devem significar grandes mudanças no padrão de proteção relativa nas economias que as impõem, elevando sobremaneira as barreiras para os setores intensivos no uso de energia e em emissões diretas (como a produção agrícola), o que compensa em parte a perda de competitividade oriunda da política climática, porém, tende a prejudicar exatamente os setores menos intensivos em emissões. Dessa forma, as tarifas ao carbono acabam apresentando-se como uma política desproporcional de incentivo setorial, ao invés de uma forma de compensar a perda de competitividade geral da economia.

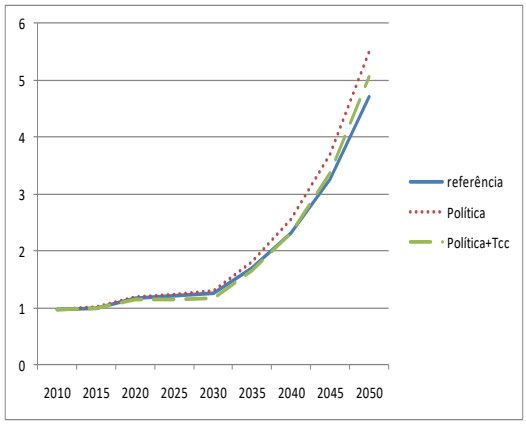
Os gráficos da Figura 7 mostram a evolução das exportações totais brasileiras durante o período simulado de 2010 a 2050. No geral, as informações encontradas corroboram as mudanças no valor da produção discutidos anteriormente. Vemos que não há mudança expressiva em nenhum setor, exceto pecuária e transportes, porém, como os valores exportados por esses setores são bem pequenos, as mudanças absolutas são pouco expressivas.

É interessante destacar que as mudanças pouco expressivas nas exportações de todos os setores são consequência da imposição de políticas climáticas em apenas algumas regiões do mundo. Ape-

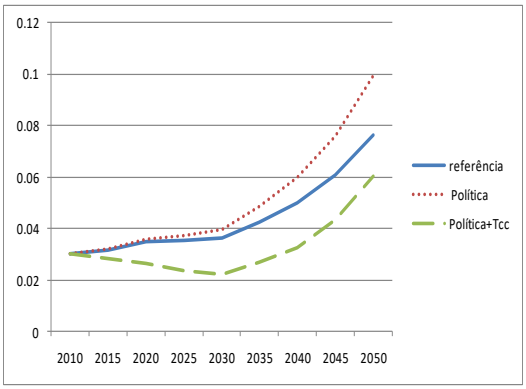
[3]Vale notar que o conteúdo de carbono na produção considerado no presente trabalho é mensurado apenas na forma direta, ou seja, no consumo de energia ou de emissões diretas do processo produtivo (como aplicação de fertilizantes e da fermentação entérica de animais), não considerando as emissões indiretas relacionadas à produção dos insumos intermediários sendo utilizados no processo produtivo. Essa escolha é baseada nas práticas correntes de contabilidade de carbono, em que apenas as emissões diretas são associadas a um país, como destacado por Weitzel & Peterson (2011, p.20).

Figura 7. Exportações brasileiras.

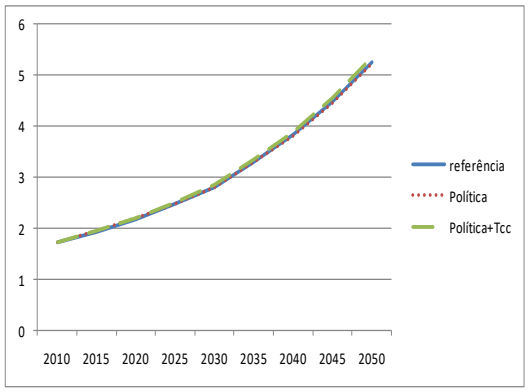
(a) Culturas.



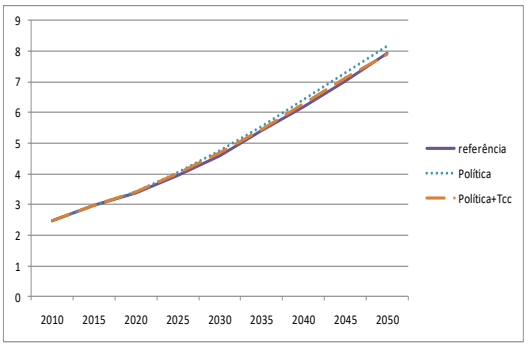
(b) Pecuária.



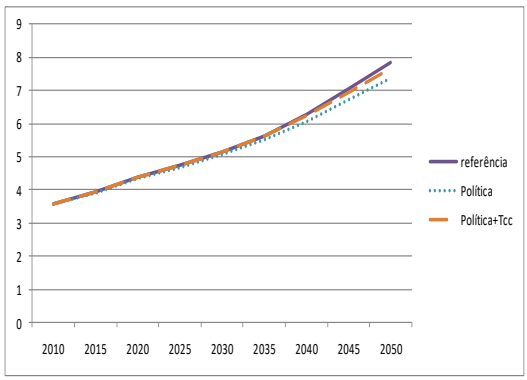
(c) Alimentos.



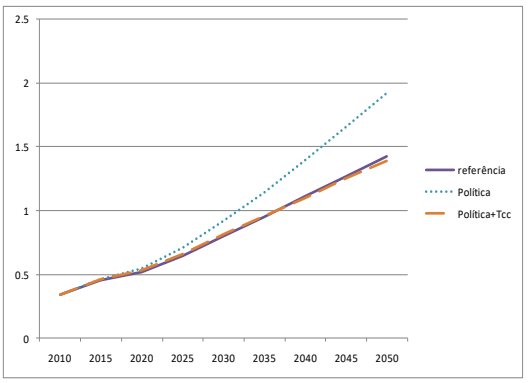
(d) Bens intensivos em energia.



(e) Outros bens.



(f) Transportes.



sar de EUA e UE serem grandes parceiros comerciais do Brasil, também são grandes compradores e fornecedores para terceiros países. Quando da aplicação da política climática, com ou sem tarifas compensatórias ao conteúdo de carbono, os fluxos comerciais no resto do mundo são afetados pelas mudanças na competitividade das indústrias dos países reduzindo emissões bem como pela capacidade de compra (renda) dos mesmos. Esses movimentos determinam mudanças mais pronunciadas nos destinos e composição de participação de comércio entre os diferentes países e regiões do mundo do que no volume total de comércio transacionado.

6. CONCLUSÕES

Neste trabalho procuramos analisar o efeito que políticas ambientais aplicadas nos países desenvolvidos (Europa e EUA) teriam sobre o Brasil e sobre o total de emissões no mundo e naqueles países. Observando-se a trajetória das emissões globais ao longo do tempo, nota-se que estas políticas, se aplicadas somente aos países desenvolvidos não alteram consideravelmente a trajetória crescente do aumento de gases do efeito estufa, apenas diminuindo sua velocidade de crescimento, o que corrobora estudos já feitos na área, que afirmam ser preciso um esforço conjunto para alterar a concentração de gases causadores do efeito estufa na atmosfera.

A implementação de mercados de carbono nos EUA e na UE provocariam perdas de bem-estar naqueles países da ordem de 0,4% e 0,2% em 2015, respectivamente, atingindo 3% nos EUA e 2% na UE em 2050. O Brasil sofreria perdas máximas de cerca de 0,2% em bem-estar em 2025, que se reverte a um ganho de 0,1% em 2050. Pode-se concluir a partir desses resultados que o Brasil deve ser pouco afetado por políticas climáticas adotadas pelos países desenvolvidos, o que sugere pouca dependência desses países no que diz respeito às suas capacidades de consumo do produto mundial.

Outro resultado diz respeito aos efeitos de uma tarifa compensatória sobre o conteúdo de carbono das exportações de países não preocupados em reduzir emissões. A aplicação de tal tarifa altera pouco os resultados sobre bem-estar e crescimento em relação a um cenário em que esta barreira comercial não existe. A medida,teria pouco efeito em mitigar a perda de competitividade das economias onde a política ambiental é aplicada. Com relação ao Brasil, observa-se uma perda de bem estar e de produto relativamente pequena, porém maior e que se intensifica em relação ao cenário de políticas sem tarifas de carbono, provavelmente resultado do desaquecimento das principais economias mundiais. Esse resultado permite concluir que a tarifa de carbono tem um efeito considerável em distorcer os mercados internacionais e portanto, deve encontrar forte oposição dos países em desenvolvimento nos fóruns internacionais, como a Organização Mundial de Comércio. No entanto, é interessante ressaltar que, ao final do período analisado, as trajetórias de mudanças tanto no PIB quanto no bem-estar brasileiros são menos afetadas pelas políticas climáticas dos países desenvolvidos, possivelmente por uma certa capacidade de preencher a lacuna deixada por estes países no comércio internacional.

No caso da produção setorial brasileira, as políticas ambientais não influenciam fortemente nenhum dos setores analisados. O mesmo não acontece para os países desenvolvidos o mesmo, que sofrem reduções relevantes em todos os setores, principalmente agricultura (maior nos EUA), bens intensivos em energia e transportes, refletindo a perda de competitividade destas economias, que a tarifa de compensação de carbono não consegue anular.

O resultado setorial para o Brasil é consequência das mudanças modestas em exportações diante dos cenários analisados. A participação relativamente modesta das exportações brasileiras no valor total da produção do país, bem como a concorrência com os demais países do mundo tanto por mercados dos países desenvolvidos quanto pelos mercados perdidos por estes países, traz alterações na composição do comércio mundial em termos de origem e destinos dos fluxos comerciais, mas poucas mudanças nos valores totais comercializados em países excluídos dos acordos.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Babiker, M., & Jacoby, H. D. (1999, outubro). *Developing country effects of Kyoto-type emissions restrictions* (Joint Program Report Series Report Nº 53). MIT Joint Program on the Science and Policy of Global Change. Disponível em: https://globalchange.mit.edu/publication/13852

Babiker, M. H., & Rutherford, T. F. (2005). The economic effects of border measures in subglobal climate agreement. *The Energy Journal*, *26*(4), 99–125. doi: 10.5547/ISSN0195-6574-EJ-Vol26-No4-6

IPCC — Intergovernmental Panel on Climate Change. (2007). *Climate change 2007: Impacts, adaptation and vulnerability* [Summary for policy makers]. Geneva, Switzerland: IPCC Secretariat. Disponível em: http://www.ipcc.ch

Diaz, M. D. C., & Schwartzman, S. (2005). Carbon offsets and land use in the brazilian Amazon. In P. Moutinho & S. Schwartzman (Eds.), *Tropical deforestation and climate change.* Belém, PA: IPAM – Instituto de Pesquisa Ambiental da Amazônia / Washington, DC: Environmental Defense Fund.

Dissou, Y., & Eyland, T. (2011, outubro). Carbon control policies, competitiveness, and border tax adjustments. *Energy Economics*, *33*, 556–564. doi: 10.1016/j.eneco.2011.01.003

Feijó, F. T., & Porto, S., Jr. (2009). Protocolo de Quioto e o bem estar econômico no Brasil: Uma análise utilizando equilíbrio geral computável. *Análise Econômica*, *27*(51), 127–154. doi: http://seer.ufrgs.br/index.php/AnaliseEconomica/article/view/9703

Fischer, C., & Fox, A. K. (2007). Output-based allocation of emissions permits for mitigating tax and trade interactions. *Land Economics*, *83*(4), 575–599. doi: 10.3368/le.83.4.575

Kasahara, S., Paltsev, S., Reilly, J., Jacoby, H. & Ellerman, A. D. (2007). Climate change taxes and energy efficiency in Japan. *Environmental and Resource Economics*, *37*(2), 377–410. doi: 10.1007/s10640-006-9031-1

Lima, E. M. C. (2011). *Impactos de políticas climáticas internacionais sobre a economia brasileira* (Tese de mestrado, FEA-RP/USP, Ribeirão Preto, SP). doi: 10.11606/D.96.2011.tde-27092011-133138

Moreira, H. M., & Giometti, A. B. d. R. (2008). O Protocolo de Quioto e as possibilidades de inserção do Brasil no mecanismo de desenvolvimento limpo por meio de projetos em energia limpa. *Contexto Internacional*, *30*(1), 9–47. doi: 10.1590/S0102-85292008000100001

Olivier, J. G. J., & Berdowski, J. J. M. (2001). Global emission sources and sinks. In J. Berdowski, R. Guicherit & B. J. Heij (Eds.), *The climate system* (pp. 33–78). Lisse, The Netherlands: A. A. Balkema Publishers/Swets & Zeitlinger Publishers.

Paltsev, S., Reilly, J. M., Jacoby, H. D., Eckaus, R. S., McFarland, J. & Sarofim, M. (2005). *The MIT Emissions Prediction and Policy Analysis (EPPA) Model* (Joint Program on the Science and Policy of Global Change Version 4 Nº 125). Cambridge: MIT.

Paltsev, S., Reilly, J. M., Jacoby, H. D., Gurgel, A. C., Metcalf, G. E., Sokolov, A. P. & Holak, J. F. (2008). Assessment of US GHG cap-and-trade proposals. *Climate Policy*, *8*, 395–420. doi: 10.3763/cpol.2007.0437

Paltsev, S., Reilly, J. M., Jacoby, H. D. & Morris, J. F. (2009, abril). *The cost of climate policy in the United States* (Joint Program Report Series Report Nº 173). MIT Joint Program on the Science and Policy of Global Change. Disponível em: https://globalchange.mit.edu/publication/14488

Reilly, J., & Paltsev, S. (2006). European greenhouse gas emissions trading: A system in transition. In C. d. Miguel, X. Labandeira & B. Manzano (Eds.), *Economic modelling of climate change and energy policies* (pp. 45–64). Edward Elgar.

Reinaud, J. (2004, dezembro). *Industrial competitiveness under the European Union emissions trading scheme* (Information Paper). International Energy Agency. Disponível em: http://s3.amazonaws.com/zanran_storage/www.iea.org/ContentPages/26166509.pdf

Sadoulet, E., & De Janvry, A. (1995). *Quantitative development policy analysis*. The Johns Hopkins University Press.

Shoven, J. B., & Whalley, J. (1998). *Applying general equilibrium* (3ª ed.). Cambridge University Press.

Silva, J. G. d. (2010). *Impactos econômicos de políticas de mudança climática na economia brasileira: Um estudo a partir de um modelo de equilíbrio geral computável* (Tese de mestrado, FEA-RP/USP). doi: 10.11606/D.96.2010.tde-01022011-161333

Tourinho, O. A. F., Motta, R. S. d. & Alves, Y. L. B. (2003, agosto). *Uma aplicação ambiental de um modelo de equilíbrio geral* (Texto para Discussão Nº 976). Rio de Janeiro, RJ: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Disponível em: http://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com_content&view=article&id=4539

US Congress, Senate. (2009). *The American Clean Energy and Security Act of 2009 (H.R.2454)*. Washington, D.C.: 111th Congress (2009–2010). Disponível em: https://www.congress.gov/bill/111th-congress/house-bill/2454/text

Viola, E. (2009, janeiro). *O Brasil na arena internacional da mitigação da política climática* (Relatório técnico). Rio de Janeiro: CINDES – Centro de Estudos de Integração e Desenvolvimento. Disponível em: http://www.ipea.gov.br/bric/textos/100409_BRICViola1.pdf

Washington, W. M., Knutti, R., Meehl, G. A., Teng, H., Tebaldi, C., Lawrence, D., … Strand, W. G. (2009). How much climate change can be avoidedby mitigation? *Geophysical Research Letters*, *36*(8). doi: 10.1029/2008GL037074

Weitzel, M., & Peterson, S. (2011). *The carbon content of trade: Under border tariff adjustments and a global carbon regime* (Kiel Working Paper Nº 1732).

Yu, C. M. (2004). *Sequestro florestal do carbono no Brasil: Dimensões políticas, socioeconômicas e ecológicas*. São Paulo: Annablume; Instituto Internacional de Educação do Brasil (IEB).

APÊNDICE. TARIFAS COMPENSATÓRIAS

Tabela A-1. Tarifas compensatórias de carbono aplicadas pelos EUA em 2015.

	Culturas	Pecuária	Silvicultura	Alimentos	EINT	Outros	Transportes
CAN	16%	9%	12%	5%	34%	5%	133%
MEX	10%	14%	8%	6%	24%	1%	196%
JPN	16%	30%	13%	8%	22%	2%	33%
ANZ	14%	12%	15%	14%	22%	4%	67%
EUR	20%	11%	9%	9%	19%	3%	51%
ROE	50%	13%	17%	18%	91%	18%	69%
RUS	24%	16%	57%	9%	88%	9%	182%
ASI	13%	34%	68%	10%	53%	5%	117%
CHN	29%	20%	17%	24%	79%	9%	60%
IND	4%	1%	0%	20%	85%	7%	57%
BRA	40%	17%	19%	13%	47%	4%	214%
AFR	8%	7%	9%	8%	54%	8%	126%
MES	18%	12%	4%	26%	191%	14%	215%
LAM	17%	7%	14%	12%	52%	10%	121%
REA	5%	7%	4%	11%	187%	20%	88%

Tabela A-2. Tarifas compensatórias de carbono aplicadas pelos EUA em 2030.

	Culturas	Pecuária	Silvicultura	Alimentos	EINT	Outros	Transportes
CAN	105%	62%	81%	14%	222%	31%	867%
MEX	61%	91%	65%	20%	170%	10%	1440%
JPN	97%	209%	94%	22%	135%	7%	214%
ANZ	85%	84%	105%	31%	138%	18%	436%
EUR	100%	79%	67%	31%	118%	11%	345%
ROE	166%	82%	111%	83%	642%	87%	469%
RUS	102%	106%	387%	52%	617%	37%	1263%
ASI	72%	236%	795%	52%	341%	21%	791%
CHN	185%	142%	105%	114%	437%	35%	364%
IND	4%	2%	0%	95%	534%	20%	316%
BRA	166%	117%	156%	34%	316%	18%	1423%
AFR	31%	47%	47%	33%	374%	48%	824%
MES	114%	82%	28%	132%	1346%	87%	1492%
LAM	108%	52%	99%	41%	360%	33%	794%
REA	26%	49%	26%	66%	1229%	72%	541%

ERRATA:

No artigo "Impactos Econômicos de Políticas Climáticas Europeias e Americanas Sobre a Economia Brasileira", com número de DOI 10.5935/0034-7140.20180004, publicado no periódico *Revista Brasileira de Economia*, v. 72 n. 1, pp. 61–79, no rodapé da página 61:

Onde se lia:

FEARP/USP. Rua Itapeva, 474, 6º andar, GVAgro Bela Vista, Sao Paulo, SP, Brasil. CEP 01332-000.

Leia-se:

EESP/FGV. Rua Itapeva 474, 6º andar, GVAgro, Bela Vista, São Paulo, SP, Brasil. CEP 01332-000.

r b e

ISSN 1806-9134 (online)
DOI 10.5935/0034-7140.20180005
Revista Brasileira de Economia, **72**(1), 80–116

Falência Bancária e Capital Regulatório: Evidência para o Brasil*

Marcelo Liberman†
Klenio Barbosa‡
Jorge Pires§

Sumário: **1. Introdução; 2. Literatura; 3. Aspectos institucionais do sistema financeiro; 4. Base de dados; 5. Metodologia; 6. Principais resultados; 7. Robustez; 8. Conclusões; Apêndice A. Resultados dos modelos básicos; Apêndice B. Avaliação da robustez dos resultados; Apêndice C.**

Palavras-chave: **Falência Bancária, Índice de Basileia, Capital Regulatório.**

Códigos JEL: **G21,G28,G33.**

O objetivo deste artigo é avaliar empiricamente em que medida o nível de capital sobre os ativos ponderados pelo risco, o Índice de Basileia, é capaz de prevenir a falência de instituições financeiras. Adicionalmente, compara-se o desempenho desse indicador nessa tarefa com o do índice simples de capitalização, sem a ponderação pelo risco dos ativos. Um dos desafios para a realização de estudos dessa natureza no Brasil é que o Índice de Basileia reportado para cada instituição está disponível publicamente apenas a partir de 2009, ao passo que grande parte das falências bancárias ocorreu no período entre 1995 e 2005. A partir dos balanços e demonstrações de resultados de 313 instituições financeiras brasileiras, e de resoluções do Conselho Monetário Nacional (CMN) e circulares do Banco Central (BACEN) sobre regulação bancária no Brasil, construiu-se um Índice de Basileia Sintético (*IBS*) para cada uma das instituições analisadas para o período de dezembro de 1995 a dezembro de 2014. A partir do *IBS*, avaliou-se se (e em que magnitude) um nível mais alto de capital em relação aos ativos de risco diminui a probabilidade de falência da instituição. Utilizando modelos *logit*, estimou-se que aumento de um ponto percentual no *IBS* aumenta em 1,04 vezes a chance de uma instituição financeira não falir. Uma análise do tipo *survival* mostra que um aumento de um ponto percentual no *IBS* atrasa a falência de uma instituição financeira em 1,08 vezes. O *IBS* tem um desempenho superior ao do índice de capitalização simples na previsão de falências. Os resultados obtidos corroboram a hipótese de uma relação inversa entre nível de exigências de capital sobre ativos ponderados pelo risco e a probabilidade de falência bancária.

The purpose of this paper is to assess whether the level of capital requirements based on risk weighted assets, the Basel Index, is able to predict bankruptcy of financial institutions. Additionally, we compare the performance of such indicator in that task to the performance of the simple index of total capital requirements, computed taking no account of asset risks. One of the challenges for conducting such analysis in Brazil is that the Basel Index ratio reported for each institution is publicly available only since 2009, while most of the

*Trabalho realizado no âmbito de convênio com a FEBRABAN, à qual agradecemos.

†Escola de Economia de São Paulo (EESP/FGV). Email: mchacon_88@hotmail.com

‡Insper Instituto de Ensino e Pesquisa. Email: kleniosb@insper.edu.br

§Escola de Economia de São Paulo (EESP/FGV). Email: jorge.pires@fgv.br

Recebido em 7 de março de 2016
Aceitação final em 27 de setembro de 2017

CC BY This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License.

bank failures in the country occurred in the period between 1995 and 2005. Therefore, we first complete the task of building a Synthetic Basel Index (IBS) for each of the institutions analyzed, for the period of December 1995 up to December 2014, using information from balance sheets and income statements of 313 Brazilian financial institutions, and from the resolutions of the National Monetary Council and Brazilian Central Bank on banking regulation in Brazil. Using this IBS, we were able to assess whether (and to what extent) a higher level of capital relative to risk assets reduces the probability of failure of a financial institution. Using logit models, we estimate that an increase of one percentage point in IBS increases the chances of a financial institution not failing by 1.04 times. A survival analysis shows that an increase of one percentage point in IBS delays the failure of a financial institution in 1.08 times. These results corroborate the hypothesis of an inverse relationship between the level of capital and the probability of bank failure.

1. INTRODUÇÃO

Desde o acordo Basileia I, de 1988, as exigências de reserva de capital passaram a ser encaradas como uma estratégia de regulação importante para se evitar problemas de falência bancária. Essa visão persistiu nos Acordos de Basileia posteriores. A preocupação última é que episódios de falência de bancos costumam ter indesejáveis consequências econômicas e sociais, que podem ser amplificadas sobremaneira, dada a natureza das relações entre os agentes do sistema financeiro e dada a importância deste último para o funcionamento do setor real da economia. Tais preocupações continuam na ordem do dia, especialmente após a crise financeira deflagrada em 2008, tendo sido reafirmadas no Acordo de Basileia III, de 2011. Este estudo avalia empiricamente o efeito de indicadores de exigências de capital de bancos sobre a possibilidade de falências bancárias. Tais indicadores são: o Índice de Basileia, apurado com base em ativos ponderados pelo risco, e o índice de capitalização simples, com base em ativos totais, mas sem ponderação pelos riscos individuais. A pergunta que se busca responder é: esses instrumentos regulatórios, que são tão amplamente utilizados, têm efetivamente a capacidade de ajudar a diminuir os eventos de falência bancária?

Um problema a contornar para levar adiante o exercício empírico é o de não existirem informações públicas sobre o Índice da Basileia para instituições financeiras brasileiras para o período anterior a 2009. Esse problema é relevante não apenas por conta de questões relativas ao número de observações para o estudo estatístico, mas também e, principalmente, porque a maior parte dos eventos de falência bancária no país se concentrou em um período anterior a 2009, nomeadamente 1995 a 2005, com destaque para o subperíodo de 1995 a 1998. Em razão disso, foi preciso computar um Índice de Basileia Sintético (*IBS*) para o período integral que vai de 1995 a 2014, com base em demonstrações contábeis dos bancos e informações institucionais de domínio público (CVM, BACEN). Esse indicador foi calculado de maneira a estar correlacionado com o Índice de Basileia oficial, disponível para 2009–2014.

É preciso deixar claro que o escopo aqui pretendido é bem mais modesto que aquele perseguido por outros estudos, tais como Martin (1977) e Ploeg (2010), cujo objetivo era o de conceber modelos econométricos apurados, com base em testes exaustivos de variáveis explicativas para tentar antecipar com boa precisão as falências de instituições financeiras. A intenção aqui é apenas a de avaliar se há um impacto significativo de variações no nível de capital requerido das instituições sobre a sua chance de falência. Isso é feito por meio de ferramentas econométricas tradicionais para o tipo de exercício empírico proposto, nomeadamente o modelo *logit*. Adicionalmente, o trabalho busca avaliar quantitativamente o efeito de um aumento do Índice de Basiléia de um banco sobre o seu tempo de sobrevivência, usando um modelo do tipo *survival analysis*. Até o presente, não temos conhecimento de estudo prévio buscando avaliar essa relação empírica para instituições financeiras brasileiras.

Como se sabe, muitas vezes o processo falimentar de uma instituição financeira se estende por anos. Assim sendo, para efeito da definição da variável dependente binária "Falência" os eventos

considerados foram a liquidação ou a intervenção decretada pelo Banco Central, mais precisamente o primeira a ocorrer entre essas duas possibilidades.

Uma relação inversa entre o *IBS* e falência bancária teve respaldo na avaliação empírica, mostrando-se estatisticamente significativa em todas as especificações do modelo *logit* testadas. Em outras palavras, a análise revelou de forma robusta que quanto maior o nível de capital mantido por uma instituição em relação aos ativos ponderados pelo risco, menor será sua probabilidade de falir. A magnitude desse efeito foi inclusive quantificada em termos de chances de falir. Por sua vez, a análise de sobrevivência também possibilitou determinar o impacto de um incremento no *IBS* sobre o tempo de vida adicional das instituições.

Uma série de variáveis de controle foram utilizadas nas estimativas.[1] De forma geral os coeficientes estimados para elas têm o sinal esperado teoricamente. Contudo, um resultado a destacar é o de que o coeficiente estimado para o indicador referente ao nível exigido de capital, sem levar em conta os riscos individuais de cada ativo (definido como "Capitalização"), apresentou um sinal positivo nos modelos em que essa variável foi usada (modelos (7) e (8)). Esse resultado contraintuitivo foi possivelmente consequência da presença simultânea da variável *IBS* nas estimativas. Por sua vez, o coeficiente estimado para a variável *IBS* se mostrou positivo e significativo mesmo quando a variável Capitalização foi utilizada simultaneamente. Isso sugere robustez do resultado de que o nível do *IBS* tem uma grande importância como determinante das falências bancárias, com um desempenho bem superior inclusive ao do indicador simples de exigência de capital, sem ponderação de risco.

Em que pese outros elementos (referentes, por exemplo, à liquidez das instituições) não possam ser menosprezados, este trabalho respalda a manutenção de regulação bancária com base em exigências de capital nos moldes do *IBS* como uma boa estratégia na prevenção de falências e de eventuais crises financeiras.

O artigo está organizado da seguinte forma: na seção 2 apresenta-se a literatura relacionada à regulação bancária, com destaque para (i) as discussões sobre as exigências quanto ao nível de capital próprio e (ii) para os modelos relevantes de previsão de falências. A seção 3 traz uma descrição de aspectos institucionais do sistema financeiro e um breve relato histórico sobre os Acordos de Basileia e a evolução do Sistema Financeiro Brasileiro. Na seção 4 a base de dados usada é descrita em detalhes, com suas fontes. A seção 5 explica a metodologia empregada, descrevendo em linhas gerais o modelo binário do tipo *logit*, assim como o modelo de análise de sobrevivência. Nas seções 6 e 7 são apresentados os principais resultados obtidos com esses modelos, assim como alguns testes de robustez. Por fim, a oitava e última seção apresenta as conclusões finais.

2. LITERATURA

2.1. Exigências de Capital Próprio

A abordagem tradicional da regulação bancária destaca os efeitos positivos das exigências de manutenção de capital próprio. É o caso, por exemplo, de Dewatripont & Tirole (1994). A justificativa é a de que essas reservas de capital funcionam como um colchão de proteção no caso de prejuízos substanciais e podem impedir a falência. Adicionalmente, como a exposição é menor, também fica contida a predisposição dos bancos a tomar riscos maiores. As exigências de capital e os seguros de depósito teriam, segundo a visão tradicional, um papel importante no alinhamento de incentivos de proprietários de bancos, depositantes e outros credores (Barth, Caprio & Levine, 2004).

Gorton & Winton (2003) e também Santos (2001) mostram que as teorias evoluíram de tal maneira a comportar também outro tipo de efeito do estabelecimento de exigências mínimas de capital, que não

[1] Essas variáveis independentes de controle foram escolhidas a partir da experiência anterior encontrada na literatura, com destaque para Vilén (2010), Davis & Karim (2008) e Albuquerque & Ribeiro (2001).

é tão desejável. Trata-se de um possível aumento do risco tomado em decorrência de tais exigências. A ideia fundamental aqui é a de que levantar capital próprio pode ser mais custoso que atrair novos depósitos e isso pode levar a uma redução da disposição e dos esforços do banco de avaliar risco e de emprestar. Thakor (1996) modela exatamente essa situação. Besanko & Kanatas (1993) e Blum (1999) também seguem a linha de que requerimentos de capital podem acabar induzindo um comportamento de maior tomada de risco.

Os trabalhos de Koehn & Santomero (1980) e de Kim & Santomero (1998), que usam uma abordagem do tipo *mean-variance*, reconhecem a possibilidade desses dois efeitos contraditórios e salientam que a literatura até então não tinha sido capaz de mostrar empiricamente uma relação inversa entre o nível de capital exigido dos bancos e o seu risco de falência. Levantam, assim, a possibilidade de um efeito resultante contrário ao que se pretende com uma regulação mais restritiva. O objetivo central dos trabalhos desses autores é o de avaliar o nível ótimo de capital sobre os ativos ponderados pelo risco que os bancos deveriam manter, dadas essas forças contraditórias.

Rochet (1992) também usa uma abordagem do tipo *mean-variance* e modela uma relação entre as escolhas de portfólio dos bancos e as exigências de capital mínimo. A ideia central é a de que as exigências de capital distintas para cada ativo podem resultar em uma carteira ineficiente, com retorno abaixo do ótimo. Por outro lado, esse trabalho mostra que a ausência de controle por parte do regulador pode induzir as instituições financeiras a se comportarem como agentes amantes do risco.

Vanhoose (2007) resenha a literatura acadêmica sobre regulação bancária com o intuito de identificar as fundamentações teóricas das exigências de capital baseadas no risco dos ativos, que compunham os acordos de Basileia I e II. Nesses trabalhos haveria, segundo o autor, um consenso quanto aos efeitos imediatos das exigências de capital sobre o nível de empréstimos, sobre as taxas cobradas neles e sobre os efeitos de longo prazo nos índices de *equity* sobre ativos (ponderados ou não pelo risco). Por outro lado, as conclusões quanto aos impactos finais sobre o nível de risco dos ativos e o nível de risco geral do sistema bancário não seriam nada consensuais, com frequentes conflitos. Uma discussão central sobre essa questão é a da estrutura ótima de pesos compatíveis com os riscos. Em que pese não seja diretamente contrário à regulação, o autor conclui que as bases intelectuais das prescrições sobre nível de capital próprio dos acordos de Basileia não seriam sólidas.

Giammarino, Lewis & Sappington (1993), por sua vez, concluem em seu modelo que os requisitos de capital que restringem a alavancagem são consistentes com a estrutura ótima de capital para um dado nível de qualidade dos ativos.

Um contraponto claro à exigência de um nível mínimo de capital é apresentado por Horvitz (1984) e Calomiris & Litan (2000), que defendem que a disciplina de mercado, ou seja, a variação no preço das dívidas subordinadas emitidas pelos bancos é uma maneira mais eficiente de controlar o comportamento dos bancos do que medidas regulatórias em si, como a exigência de um nível mínimo de capital.

O indicador de capital sobre os ativos ponderados pelo risco é encarado em vários trabalhos feitos para os EUA como uma boa medida para monitorar o risco sistêmico. Hogan (2015), por exemplo, compara a razão de capital próprio sobre ativos ponderados pelo risco com a razão simples, que não leva em conta o risco, mas apenas o total de ativos. O autor mostra que a medida ponderada pelo risco pode ser utilizada para prever riscos bancários, avaliados por meio do desvio-padrão dos retornos das ações e pelo indicador de solvência conhecido como Z-score. Contudo, a medida mais simples, sem ponderação de risco, tem um desempenho ainda melhor para prever essas medidas de risco, especialmente no período pós-crise de 2008. Outros trabalhos que apresentam resultados semelhantes são: Avery & Berger (1991), Jacques & Nigro (1997) e Hogan, Meredith & Pan (2015).

Jabecki (2009) sugere que, ao menos no que diz respeito aos bancos estadunidenses, o Acordo da Basileia incentivou de maneira ampla o uso de técnicas de arbitragem, isto é, uma reestruturação do portfólio tal que ele mantenha o mesmo risco, ou até o aumente, mas que resulte em menor valor de

exigências de capital. Isso seria consequência das medidas de regulação não estarem baseadas no risco direto do portfólio, mas sim em grandes categorias de ativos pré-definidas.

Em outras palavras, os bancos conseguiram em muitos casos reduzir a medida de risco de seu portfólio sem efetivamente reduzir o risco econômico subjacente a ele, simplesmente explorando as deficiências da regulação com base na atribuição de pesos (inadequados) para grandes classes de ativos. Outra estratégia também utilizada foi a de inchar o numerador, isto é, de inflar o valor do capital. Jabecki argumenta, contudo, que essa conduta não se sustenta por períodos longos e a primeira, de reduzir o denominador, prevaleceu, especialmente com base em securitização. Friedman (2011) é outro autor que aponta esse tipo de problema.

Schaeck & Cihák (2007) analisam empiricamente outra questão interessante, qual seja a evidência de que muitos bancos mantêm frequentemente reservas de capital que são superiores àquelas indicadas pela regulação. Os autores oferecem resultados que indicam uma relação robusta e positiva entre o nível de concorrência na indústria bancária e o montante de capital mantido pelas instituições. Adicionalmente Schaeck & Cihák (2007) mostram que em países nos quais há ampla garantia de direitos dos *shareholders* há também maior retenção de capital. Por fim, fornecem também evidência de que regras generosas relativas a seguros de depósitos também estão associadas com níveis maiores de capital retido.

2.2. Previsão de Falências

Há duas vertentes na literatura de previsão de falências. Uma delas se dedica fundamentalmente ao desenvolvimento e à comparação de desempenho entre modelos econométricos. A outra é formada por autores que são usuários desses modelos e se dedicam primordialmente a identificar variáveis explicativas relevantes para as falências bancárias, valendo-se em grande medida de indicadores produzidos a partir de demonstrações contábeis dos bancos.

Boa parte dos estudos da primeira vertente acaba por consagrar o modelo binário do tipo *logit* como o mais interessante para a empreitada de previsão de falências. Entre os motivos para isso, estão: (i) a aderência à evidência empírica, isto é, a sua boa capacidade preditiva, e (ii) o fato desse modelo não impor condições muito restritivas quanto às distribuições das variáveis empregadas. São exemplos dessa vertente:

(i) Ploeg (2010), que compara quatro diferentes modelos de previsão de falência bancária para o período de 1987–2008, nos EUA. São eles: *probit*, *logit*, *hazard* e um modelo de redes neurais. O modelo *logit* é destacado pelo autor, ainda que a capacidade preditiva dos demais seja boa e não muito diferente. Isso por conta de não ser restritivo quanto às hipóteses de distribuição das variáveis.

(ii) Gurný & Gurný (2013), que avaliam o uso dos modelos *probit*, *logit* e de análise discriminante linear para uma amostra de 300 bancos durante a crise de 2008–2009 nos EUA. No estudo concluem que o modelo *logit* é o mais adequado para prever falências bancárias.

(iii) Cole & Wu (2009), que comparam um modelo dinâmico simples de sobrevivência com um modelo estático do tipo *probit*, usado por reguladores nos EUA. O modelo dinâmico permite incluir variáveis explicativas macroeconômicas, o que não é impossível em um modelo de um único período. O estudo conclui que o modelo dinâmico, incluindo ou não variáveis macroeconômicas, é superior ao modelo *probit* para prever falências bancárias.

(iv) Halling & Hayden (2006), que conduzem uma análise em duas etapas, com dois tipos diferentes de modelos que se complementam na previsão das falências. Novamente o modelo *logit*, usado na primeira etapa, é considerado o melhor para identificar bancos sob risco de quebra. Na segunda etapa utilizam um modelo de análise de sobrevivência, que se mostra adequado para avaliar quanto tempo resta aos bancos em risco até que a falência ocorra.

A segunda vertente da literatura está menos preocupada com a comparação de técnicas econométricas e, em geral, emprega aquela que se consagrou como padrão: o modelo *logit*. Boa parte do trabalho dessa linha de pesquisa concentra-se em buscar a melhor combinação de variáveis para uma especificação com alto poder de previsão e significância estatística dos parâmetros estimados. Até onde se sabe o primeiro trabalho a empregar o modelo *logit* para previsão de falências bancárias é o de Martin (1977).[2] São exemplos dessa vertente os trabalhos de:

(i) Davis & Karim (2008), que procuram combinar variáveis macroeconômicas e institucionais às variáveis contábeis e financeiras usuais.[3]

(ii) Vilén (2010), que testa impressionantes setenta e duas potenciais combinações de indicadores contábeis em busca do modelo de previsão mais acurado possível para prever falências entre os maiores bancos comerciais[4] dos EUA no período da crise financeira de 2007-2009. Neste último exercício, o autor utiliza trinta e dois indicadores contábeis diferentes previstos na literatura e divididos nas seguintes categorias: (a) Liquidez, (b) Risco de crédito, (c) Rentabilidade e impostos, (d) Crescimento, (e) Composição de empréstimos e depósitos, (f) Investimentos em títulos, e (g) Instabilidade.

(iii) Albuquerque & Ribeiro (2001), que avaliam modelos *logit* de previsão de falência bancária com base em sessenta e oito indicadores econômico-financeiros computados pelo Banco Central do Brasil (BACEN) seguindo as recomendações do Comitê de Basileia. As variáveis são divididas em cinco grupos, a saber: Capital, Ativos, Rentabilidade, Eficiência e Liquidez. Essa mesma classificação é empregada aqui para descrever as variáveis independentes do modelo empregado nas estimativas.

Vale mencionar que existe uma vasta literatura sobre a predição de falências anterior à década de 1970, mas com foco em empresas do setor não financeiro. Dois trabalhos foram fundamentais para que o tema ganhasse espaço e popularidade, tanto no mundo acadêmico, como entre empresas e reguladores: Beaver (1966) e Altman (1968). O primeiro utiliza uma abordagem univariada da análise discriminante para estudar a relação entre dados contábeis e eventos de falência subsequentes. Já Altman (1968) utiliza uma abordagem multivariada da análise discriminante no estudo da relação entre falência e uma seleção de indicadores contábeis.

Shumway (2001) testa as mesmas variáveis (indicadores contábeis) usadas previamente em modelos estáticos por Altman (1968) e por Zmijewski (1984), utilizando uma abordagem dinâmica de *hazard* e revela que metade das variáveis contábeis escolhidas não está estatisticamente relacionada com a probabilidade de falência.

Sanvicente & Minardi (1998) estudam o problema para empresas brasileiras e propõem modificações às variáveis usadas no z-score de Altman (1968), adaptando-o à realidade do país. Substituem, por exemplo, o indicador de alavancagem, que usava o valor de mercado da companhia sobre o ativo total, pelo valor contábil do patrimônio líquido sobre ativo total. A mudança justifica-se dadas as limitações do mercado acionário brasileiro. O estudo, entretanto, exclui os intermediários financeiros de seu espaço amostral, e conclui que os indicadores contábeis são uma medida confiável para a análise de risco de crédito das empresas.

[2] Martin reconhece, contudo, a utilização anterior da técnica por Chesser (1974) em análise do problema similar, de predição do não cumprimento de obrigações por parte de tomadores de empréstimos comerciais.

[3] O trabalho de Demirgüç-Kunt & Detragiache (1998) é outro que segue essa estratégia de combinar variáveis macroeconômicas com variáveis financeiras e institucionais, porém para prever crises bancárias sistêmicas.

[4] Bancos comerciais com ativo total superior a US$500 milhões.

3. ASPECTOS INSTITUCIONAIS DO SISTEMA FINANCEIRO

3.1. Regulação Bancária e Acordos de Basileia

O Comitê de Basileia para Supervisão Bancária foi criado na esteira da instabilidade que se seguiu ao fim do acordo de Bretton Woods em 1973. Muitos bancos, especialmente alemães, sofreram perdas significativas decorrentes da exposição em moeda estrangeira e vários quebraram. O objetivo foi, desde o início, o de discutir e estabelecer medidas de supervisão da atividade financeira que reduzissem os riscos e promovessem a estabilidade dos negócios.

A crise da dívida externa da América Latina nos anos 80 significou uma nova rodada de deterioração dos índices de capital dos principais bancos internacionais e de incremento dos riscos. Para proteger o sistema financeiro internacional, os Bancos Centrais do G10 aprovaram então, em 1988, um sistema de mensuração de capital com base no risco ponderado dos ativos, o chamado Acordo de Basileia I. Esse acordo estabelecia um nível mínimo de capital de 8% dos ativos ponderados pelo risco, a ser cumprido até o final do ano de 1992. Em 1993, um relatório do Comitê confirmou que os bancos do G10 com exposição internacional significativa estavam em conformidade com as regras estabelecidas.

O Acordo de Basileia I sofreu algumas modificações de expressão não muito significativa nos anos 90, até que, em 1999, foi lançada uma proposta para revisão mais ampla e substituição da estrutura de adequação de capital estabelecida no primeiro acordo. Em 2004 foi lançado então o Acordo de Basileia II. A revisão se apoiou em três pilares: (i) exigências de padrões mínimos de capital; (ii) supervisão da adequação de capital e processos de avaliação internos, com ferramentas de supervisão para avaliação de riscos; e (iii) *disclosure* de informações para fortalecer a disciplina de mercado e promover práticas bancárias de menor risco.

Antes mesmo da crise financeira de 2008, o Comitê já considerava mudanças na estrutura do Acordo de Basileia II. O setor bancário estava altamente alavancado naquele momento e os níveis de liquidez eram inadequados. Somaram-se a isso problemas de governança e de gestão de risco. As consequências foram uma precificação equivocada dos riscos de crédito e liquidez e um crescimento excessivo do crédito. O Comitê criou então princípios para gestão e supervisão de riscos de liquidez, e em 2010 foram anunciados novos níveis mínimos de capital para bancos comerciais. Em julho do mesmo ano, o Acordo de Basileia III estabeleceu novos padrões para capital e liquidez, que foram ratificados pelos líderes do G20. O novo acordo aprofundou e fortaleceu os pilares definidos no Basileia II e seu escopo foi expandido (BIS, 2015) com:

a) Uma exigência adicional para o capital social, que quando rompida restringe o pagamento de dividendos;
b) Uma reserva de capital contracíclica, restringindo a participação dos bancos em possíveis *booms* de crédito;
c) Um nível de alavancagem definido de forma a conter risco;
d) Exigências mínimas de liquidez, buscando uma cobertura para necessidades de liquidez para um período de trinta dias de estresse;
e) Exigências adicionais de capital para bancos identificados como sistemicamente importantes.

As novas definições de capital, mais restritas, vêm sendo introduzidas ao longo do tempo o que deve durar cinco anos. O cronograma define que estejam completas ao final de 2017. Quanto aos instrumentos de capital que não mais serão considerados como capital social de Nível I ou Nível II haverá uma fase de implantação mais longa, de dez anos. Já os níveis mínimos de capital exigido possuem o seguinte cronograma (BIS, 2015):

a) Os níveis mínimos exigidos para o capital social e o capital de Nível I (*Tier 1*) foram elevados de 2% e 4% para 3,5% e 4,5%, respectivamente, no início de 2013;
b) Os níveis mínimos exigidos para o capital social e o capital Nível I foram elevados para 4% e 5,5%, respectivamente, no começo de 2014;

c) Os níveis mínimos exigidos para o capital social e o capital Nível I foram elevados para 4,5% e 6%, respectivamente, no começo de 2015;
d) Uma reserva adicional de capital (*conservation buffer*) entrou em vigor de forma progressiva em 2016 a partir de um nível de 0,625% e crescerá em incrementos constantes até atingir 2,5% a partir de 2019.
e) O calção da conservação de capital de 2,5% que corresponderá às ações ordinárias e será um recurso adicional ao requerimento mínimo de capital de 4,5%, será implementado de forma gradual e progressiva a partir de 1º de janeiro de 2016, e entrará em vigor plenamente em 1º de janeiro de 2019.

3.2. Sistema Financeiro Brasileiro

O Plano Real em 1994 marca o início de um período de mudanças estruturais no sistema financeiro brasileiro.[5] Em primeiro lugar há uma mudança no ambiente de negócios proporcionada pela forte redução da taxa de inflação, cujos valores exacerbados balizavam a tomada de decisão até então e dificultavam o planejamento. Há também reformas institucionais que permitem uma consolidação do mercado, uma melhora no funcionamento dos mercados de crédito e atacam o problema das falências bancárias (Costa & Mello, 2006).

Entre as medidas adotadas, estão as regras do Acordo de Basileia I, introduzidas pela Resolução 2099 de 17 de agosto de 1994 (BCB, 1994). Adota-se, portanto, desde então, um nível mínimo de capital (sobre o valor dos ativos ponderados de acordo com os seus riscos). No final de 2004 entra em vigor o Acordo da Basileia II no país, por meio do Comunicado 12.746, de 9 de dezembro de 2004 (BCB, 2004). Em 2013, o Conselho Monetário Nacional (CMN) publicou um conjunto de 4 resoluções[6] e o BACEN um conjunto de 15 circulares[7] que juntos estabelecem normas que refletem as recomendações do Comitê de Basileia, para a transição de Basileia II para Basileia III, visando aprimorar a capacidade das instituições financeiras de absorverem choques e enfrentarem crises. Atualmente, o capital mínimo exigido no Brasil (11%) é superior ao mínimo definido no acordo internacional (8%). A aderência a essas regras é cobrada de forma rigorosa pelo BACEN, estando as instituições sujeitas à intervenção quando não enquadradas.

O Brasil aparece no cenário internacional como um país que possui um sistema financeiro robustamente regulado e que tem um banco central forte. O Fundo Monetário Internacional (FMI) classifica o país como um dos mais bem capitalizados ante os riscos tomados.

O setor bancário brasileiro possui concentração moderada, segundo o Relatório de Estabilidade Financeira (BCB, 2015), medido pelo Índice Herfindal–Hirschmann. Segundo esse relatório, a razão de concentração para os dez maiores participantes é de 89,4% em termos de ativos totais, 92,1% para operações de crédito e 91,2% para depósitos. O restante do sistema financeiro é composto por uma vasta quantidade de instituições menores, que costumam possuir estruturas de balanço menos alavancadas. Isto confere ao sistema financeiro brasileiro uma média alta do nível de capitalização, muito superior ao mínimo exigido, com o Índice de Basileia médio do Sistema Financeiro Nacional chegando a 16,3% em junho de 2015.[8] Alencar (2011) mostra que ao menos metade dos bancos brasileiros possui uma meta pré-determinada, definida internamente, para o Índice de Basileia. Alerta também para o fato de bancos de maior porte possuírem menores índices de capital. Ferreira, Noronha, Tabak & Cajueiro (2010), ao estudarem o capital econômico dos bancos operando no Brasil no período de 2003 a 2008, concluem

[5] Para uma revisão histórica da evolução dos bancos brasileiros, ver Baer & Nazmi (2000) e Ness (2000).

[6] Resoluções 4.192, 4.193, 4.194 e 4.195.

[7] Circulares 3.634, 3.635, 3.636, 3.637, 3.638, 3.639, 3.640, 3.641, 3.642, 3.643, 3.644, 3.645, 3.646, 3.647 e 3.648.

[8] O Índice de Basileia para as instituições financeiras usadas na amostra deste estudo é mais alto, devido ao tipo de instituições selecionadas.

que este se move de acordo com o ciclo dos negócios, mas que mesmo diante da volatilidade que isso implica, apresentam patamares elevados.

A postura do BACEN, mais estrita que a do próprio Comitê de Basileia, levanta a dúvida sobre se a exigência efetiva de capital sobre os ativos ponderados pelo risco de fato cumpre sua função de reduzir a probabilidade das instituições falirem ou se representa um exagero que pode comprometer o bom funcionamento do sistema financeiro. Manter determinado nível de capital possui um custo adicional para as instituições financeiras, e o fato de este nível ser determinado pelo seu risco também, pois ativos menos arriscados significam, por consequência, ativos de menor retorno. Dessa forma, se a quantidade que um banco possui de capital em relação aos seus ativos for irrelevante para sua solvência, essa exigência por parte do regulador estará apenas tornando os bancos menos eficientes, e não mais seguros.

4. BASE DE DADOS

Este trabalho analisou dados para 313 intermediários financeiros do Sistema Financeiro Nacional Brasileiro (SFN) que operavam ou passaram a operar a partir de 1995, data inicial em que há disponibilidade de dados de balanço para cada instituição, até dezembro de 2014. A amostra inclui bancos comerciais, bancos de investimento, bancos múltiplos, bancos de desenvolvimento e caixas econômicas, tanto de controle público como privado e exclui todos os demais tipos de instituições financeiras.

A partir dos balancetes 4040 e 4010 do BACEN, divulgados mensalmente, foi construída uma base de dados semestral (junho e dezembro), com indicadores financeiros para cada um dos intermediários financeiros estudados durante o período. Para os indicadores que utilizam dados de Demonstração dos Resultados do Exercício (DRE), estes valores foram anualizados.[9]

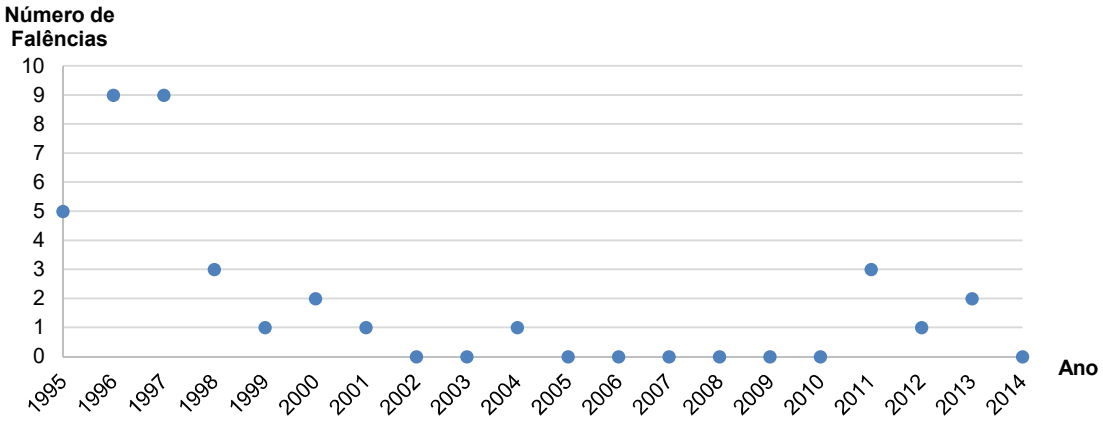
No período em questão, observaram-se 37 falências bancárias. A falência é definida como a liquidação ou a da intervenção por parte do BACEN, o que tiver ocorrido primeiro no período de análise. Isso porque, muitas vezes o processo falimentar pode se estender por anos e a necessidade de intervenção do órgão regulador já mostra que a instituição não goza de plena saúde financeira. Das 37 falências ocorridas ao longo do período analisado, houve 31 casos de liquidação direta, com apenas 6 casos de intervenção, sendo que destes casos todas as seis instituições acabaram por ser liquidadas posteriormente. A Figura 1 traz uma linha do tempo registrando as falências e revela que as quebras de instituições ocorrem nos períodos até 2004 e pós-2010, sendo que a maior incidência diz respeito ao período entre 1995 e 1998.

Instituições que por qualquer motivo, exceto falência, deixaram de publicar seus resultados antes do fim do período observado — ou seja, dezembro de 2014 —, tiveram seu período de existência censurado e são tratadas como tal, sendo a data de censura a data da última publicação de resultados antes do evento.

A principal variável independente de interesse é o índice de capital sobre os ativos ponderados pelo risco. Considerando que o Índice de Basileia para cada instituição do SFN está disponível apenas a partir de 2009 e que o presente estudo buscou analisar o período inteiro desde a entrada em vigor do primeiro acordo de Basileia, em finais de 1994, coincidente também com o período Pós-Plano Real, criou-se uma *proxy* que será definida aqui como *Índice de Basileia Sintético* (ou *IBS*). O *IBS*, portanto, foi construído como uma medida de capital sobre os ativos ponderados pelo risco baseada nas Resoluções do CMN e nas Circulares do BACEN, mencionadas na seção 3.2.

[9] Os dados da DRE mensais foram primeiramente somados para chegar-se em dados semestrais, sendo em seguida anualizados de forma simples, multiplicando-os por 2. Não se utilizou a metodologia de acúmulo dos últimos 12 meses para evitar dupla contagem dos dados na construção do painel.

Figura 1. Distribuição histórica de falências.



O *IBS* é calculado pela divisão do: i) *Patrimônio Líquido Ajustado*; pelos ii) *Ativos Ponderados pelo Risco*. A seguir definem-se os dois componentes da fórmula.[10]

O *Patrimônio Líquido Ajustado* é o *Patrimônio Líquido* descontado das *Participações em Coligadas e Controladas no País*. Dessa forma elimina-se o capital que, apesar de constar nos livros da instituição financeira estudada, está sendo empregado para investir em operações de outra companhia (uma investida sua).

Os *Ativos Ponderados pelo Risco* são compostos pela somatória de:

a) 20% de: i) *Aplicações em Depósitos Interfinanceiros*; e ii) *Aplicações em Moedas Estrangeiras*;
b) 50% de: i) *Aplicações em Operações Compromissadas*; ii) *Operações Livres*; iii) *Vinculados a Operações Compromissadas*; iv) *Créditos Vinculados*; v) *Repasses Interfinanceiros*; e vi) *Relações com Correspondentes*;
c) 100% de: i) *Recursos em Trânsito de Terceiros*; ii) *Outros Créditos*; iii) *Outros Valores e Bens*; iv) *Investimentos no Exterior*; v) *Investimentos por Incentivos Fiscais*; vi) *Títulos Patrimoniais*; vii) *Ações e Cotas*; e viii) *Outros Investimentos*;
d) 150% de: i) *Operações de Crédito*; e ii) *Operações de Arrendamento Mercantil*; e
e) 300% de: i) *Diversos*; e ii) *Diferido*.

Para viabilizar o cálculo, tomou-se como hipótese que todas as operações de risco realizadas por uma instituição foram incluídas em suas demonstrações contábeis, o que apenas a própria instituição teria condições de atestar como verdadeiro.

Faz-se a ressalva aqui de que o *IBS* é uma medida aproximada, pois nem todos os dados necessários para o cálculo exato do Índice de Basileia estão disponíveis nos balancetes 4040 e 4010, ou mesmo, disponíveis ao público. As entradas contábeis divulgadas por instituição financeira possuem abertura até o terceiro nível, segundo agrupamento estabelecido pelo COSIF (BCB, 1987). Para um cálculo direto do Índice de Basileia seria preciso ter acesso aos dados no nível de desagregação mais granular possível, que só o BACEN possui internamente. As ponderações usadas no Índice de Basileia e no *IBS* são, portanto, distintas, mas para o cômputo do *IBS* utilizou-se o nível de desagregação mais fino que estava disponível publicamente, com o intuito de obter um índice o mais próximo possível do Índice da Basileia. Ressalta-se, também, que para os cálculos sempre foram usadas as regras de Basileia vigentes no período em que o Índice de Basileia de cada instituição financeira foi calculado.

[10] Os termos usados para cada entrada contábil seguem a nomenclatura definida no Plano Contábil das Instituições do Sistema Financeiro Nacional (COSIF), criado com a edição da Circular 1.273, em 29 de dezembro de 1987 (BCB, 1987).

Para que o estudo seja válido, o *IBS* precisa ter um comportamento similar ao Índice de Basileia, ou seja, eles precisam estar correlacionados. É possível verificar a correlação entre os dois índices por meio de uma regressão linear simples, na qual se regride o *IBS* contra o Índice de Basileia real para o período em que este está disponível, de 2009 a 2014, usando-se para tanto os dados empilhados das instituições financeiras (*pooled data*). Os dados do Índice de Basileia empregados nesse exercício e nas demais estimativas foram sempre os mais atualizados disponíveis, isto é, aqueles computados seguindo as regras vigentes no período em que o Índice de Basileia de cada instituição financeira foi calculado.[11] Os resultados são reportados a seguir, na Tabela 1. A Figura 2 mostra o comportamento dos dois índices no período.

Nas estimativas feitas neste trabalho foram utilizados 20 indicadores distintos como variáveis para controle dos efeitos de nossa variável independente principal, *IBS*, sobre a variável dependente, *Falência*.

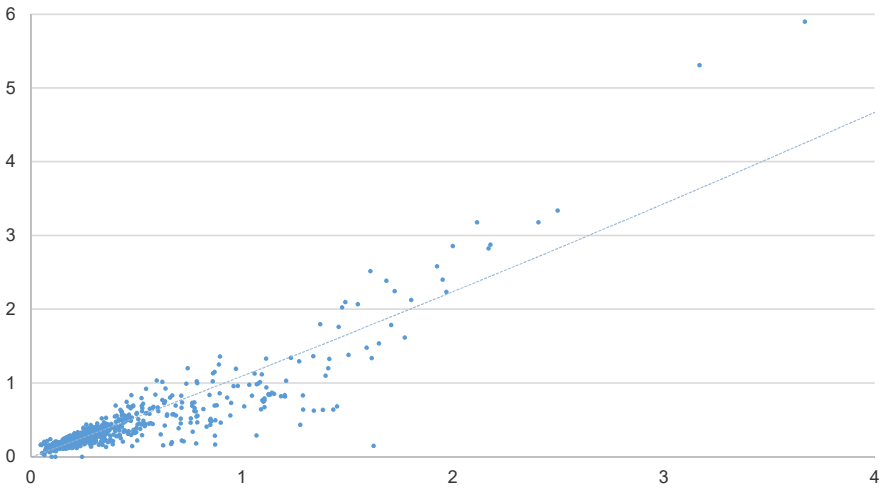
As variáveis financeiras de controle se basearam na literatura disponível e são divididas nos seguintes grupos: Capital (C), Ativos (A), Rentabilidade (R), Liquidez (L), e Eficiência (E). A variável de interesse *IBS* é, naturalmente, classificada como pertencente ao grupo "Capital". Assim, o modelo foi construído tanto utilizando apenas o *IBS* como única variável de capital, como também na presença de

Tabela 1. Regressão Linear *IBS* contra Índice de Basileia.

$Y = IBS$	Coef.	Erro Padrão	t
Índice de Basileia	0,614***	(0,019)	32,63
Cons	0,103***	(0,015)	6,78
R^2	0,893		
Observações	1277		
Período	2009–2014		

Notas: * $p < 0{,}10$; ** $p < 0{,}05$; *** $p < 0{,}01$.

Figura 2. Comportamento do Índice de Basileia e do IBS – 2009 a 2014.



[11] Agradecemos a um parecerista anônimo por apontar a necessidade de esclarecer esta questão, uma vez que as métricas de Índices de Basileia tem se alterado com alguma frequência.

outras variáveis para testar seu impacto. Sabe-se que a diferenciação entre as variáveis *IBS* e nível de capitalização simples é difícil, mas o modelo de regressão empregado aqui tem o mérito de ao menos separar os efeitos de cada uma delas com a estimativa de coeficientes não enviesados. Por outro lado há um custo em termos de possível multicolinearidade, que se traduz em última instância em maiores variâncias e maior possibilidade de se rejeitar os efeitos parciais.

O fato de o *IBS* se manter significativo mesmo após a inclusão de outras variáveis mostra que esse indicador tem um efeito próprio não captado por outros indicadores.

Na Tabela 2 são listadas as variáveis utilizadas, acompanhadas de sua descrição, grupo e sinal esperado quanto ao impacto sobre a possibilidade de falência. Um sinal negativo indica uma expectativa de que um aumento no valor daquela variável reduza a possibilidade de falência da instituição financeira, enquanto que um sinal positivo indica o oposto. As variáveis são divididas conforme os grupos mencionados abaixo.

Capital: Este grupo engloba indicadores relacionados à estrutura de capital das instituições, medindo o quanto estas estão protegidas pelo capital próprio com relação às suas obrigações com terceiros, caso do próprio *IBS* e da *Capitalização* (*Patrimônio Líquido* sobre *Ativo Total*). Aqui se incluem também indicadores relativos à composição dos passivos, principalmente aqueles mais sujeitos ao risco de uma "corrida aos bancos", como os *Depósitos à Prazo* sobre *Depósitos Totais* e *Depósitos à Vista* sobre *Depósitos Totais*.

Ativos: Agrupa os indicadores relativos à alocação dos ativos, assim como ao tamanho da instituição, caso do logaritmo natural do *Ativo Total*. Dado que o *IBS* é construído de forma a levar em consideração o risco dos ativos, a ideia aqui é incluir possíveis alocações não mensuradas pelo índice. Com relação à alocação, há os indicadores de *Empréstimos no Exterior* sobre o *Ativo Total* (e também sobre *Ativo Total* menos o *Patrimônio Líquido*), *Operações de Crédito* sobre o *Ativo Total*, o *Montante Existente Provisionado em Balanço* sobre *Operações de Crédito*, o *Provisionamento Anualizado* sobre o *Ativo Total*, os *Empréstimos e Títulos Descontados* mais *Financiamentos* sobre as *Operações de Crédito*, e os *Financiamentos Rurais e Agroindustriais* sobre as *Operações de Crédito*.

Rentabilidade: Inclui os indicadores que mensuram o lucro da instituição em relação aos seus recursos empregados, como o *ROA* (*Lucro Líquido* sobre o *Ativo Total*) e o *ROE* (*Lucro Líquido* sobre o *Patrimônio Líquido*). Esses indicadores são anualizados a partir do lucro no semestre.

Eficiência: Os indicadores desse grupo medem a eficiência da instituição ao comparar a rentabilidade dos ativos contra os custos e despesas das operações. Sob este grupo estão o *NIM* (*Resultado Líquido de Intermediação Financeira* sobre o *Ativo Total*), o *NOM* (*Resultado Operacional Líquido* sobre o *Ativo Total*), e as *Operações de Crédito* sobre os *Depósitos Totais*. Assim como para o *ROE* e o *ROA*, os indicadores *NIM* e *NOM* são anualizados a partir dos resultados semestrais.

Liquidez: Os indicadores desse grupo buscam controlar o *IBS* pela disponibilidade financeira da companhia, independente do risco a que está exposta. Aqui é o caso dos indicadores calculados pelos Ativos Líquidos (que é a somatória das contas *Disponibilidades*, *Aplicações Interfinanceiras de Liquidez* e *Títulos e Valores Mobiliários e Instrumentos Financeiros Derivativos*) sobre o *Ativo Total* e sobre o *Ativo Total* menos o *Patrimônio Líquido* e pelo indicador dado pela divisão de *Vinculados ao Banco Central* sobre *Títulos e Valores Mobiliários e Instrumentos Financeiros Derivativos*.

Na Tabela 3 são apresentadas as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas. Por se tratar de um longo período[12] e de uma amostra grande de instituições, com modelos de negócios heterogêneos, a amplitude dos valores pode ser alta, o que é possível notar pelos valores máximos e mínimos de cada

[12] A única variável nominal utilizada diretamente no modelo (ou seja, não contida dentro de um indicador) é o logaritmo natural do *Ativo Total*, que apesar de não ter sido deflacionado, teve o impacto da inflação levado em conta ao incluir-se *dummies* anuais no modelo.

Tabela 2. Variáveis Independentes (explicativas).

Grupo	Variável	Descrição	Impacto esperado na probabilidade de falência
C	*IBS*	Índice de Basileia Sintético, calculado como: i) Patrimônio Líquido ajustado pelas Participações em Coligadas e Controladas no País dividido por ii) somatória de: 20% das Aplicações em Depósitos Interfinanceiros e Aplicações em Moedas Estrangeiras + 50% das Aplicações em Operações Compromissadas; Livres; Vinculados a Operações Compromissadas; Créditos Vinculados; Repasses Interfinanceiros e Relações com Correspondentes + 100% dos Recursos em Trânsito de Terceiros; Outros Créditos; Outros Valores e Bens; Investimentos no Exterior; Investimentos por Incentivos Fiscais; Títulos Patrimoniais; Ações e Cotas e Outros Investimentos + 150% das Operações de Crédito e das Operações de Arrendamento Mercantil + 300% de Diversos e Diferido	(–)
C	*Capitalização*	Patrimônio Líquido sobre Ativo Total	(–)
R	*ROA*	Lucro Líquido Anualizado sobre Ativo Total	(–)
R	*ROE*	Lucro Líquido Anualizado sobre Patrimônio Líquido	(–)
E	*NIM*	Resultado Líquido de Intermediação Financeira Anualizado sobre Ativo Total	(–)
E	*NOM*	Resultado Operacional Líquido Anualizado sobre Ativo Total	(–)
L	*Liquidez*	Ativos Líquidos (Disponibilidades; Aplicações Interfinanceiras de Liquidez e Títulos e Valores Mobiliários e Instrumentos Financeiros Derivativos) sobre Ativo Total	(–)
L	*Liquidez_2*	Ativos Líquidos (Disponibilidades; Aplicações Interfinanceiras de Liquidez e Títulos e Valores Mobiliários e Instrumentos Financeiros Derivativos) sobre, Ativo Total menos Patrimônio Líquido	(–)
A	*Emp_Ext*	Empréstimos no Exterior sobre Ativo Total	(+)
A	*Emp_Ext_2*	Empréstimos no Exterior sobre, Ativo Total menos Patrimônio Líquido	(+)
A	*Exposic_Credito*	Operações de Crédito sobre Ativo Total	(+)
E	*Financiamento_Credito*	Operações de Crédito sobre Depósitos Totais	(–)
A	*PDD_prop*	Montante Existente Provisionado em Balanço sobre Operações de Crédito	(+)
A	*Provisionamento_prop*	Provisionamento Anualizado sobre Ativo Total	(+)
A	*Prop_Emp_Comercial*	Empréstimos e Títulos Descontados mais Financiamentos, sobre Operações de Crédito	(+)
A	*Prop_Emp_Rural*	Financiamentos Rurais e Agroindustriais sobre Operações de Crédito	(–)
C	*Mix_Depositos_Vista*	Depósitos à Vista sobre Depósitos Totais	(+)
C	*Mix_Depositos_Prazo*	Depósitos à Prazo sobre Depósitos Totais	(–)
L	*TVM_Livre_Risco*	Vinculados ao Banco Central sobre Títulos e Valores Mobiliários e Instrumentos Financeiros Derivativos	(–)
A	*Ln_ativo_tot*	Logarítmo Natural do Ativo Total	(–)

Tabela 3. Estatísticas descritivas das variáveis independentes da amostra.

Nome das Variáveis	Mediana	Média	Mínimo	Máximo	Desvio Padrão
IBS	0,151	0,302	−10,023	157,223	2,073
Capitalização	0,167	0,235	−7,144	1,000	0,325
ROA	0,012	0,008	−1,856	1,826	0,116
ROE	0,081	0,095	−2,883	11,703	0,459
NIM	0,067	0,092	−10,817	1,196	0,198
NOM	−0,026	−0,022	−1,544	5,573	0,242
Liquidez	0,374	0,405	0,000	1,000	0,260
Liquidez_2	0,476	8,214	0,000	38085,212	491,673
Emp_Ext	0,000	0,050	0,000	1,208	0,107
Emp_Ext_2	0,000	0,395	0,000	1335,604	19,036
Exposic_Credito	0,300	0,321	0,000	0,972	0,257
Financiamento_Credito	0,982	37,844	0,000	27774,000	591,482
PDD_prop	0,027	0,198	0,000	385,627	5,848
Provisionamento_prop	0,018	0,044	0,000	5,803	0,15
Prop_Emp_Comercial	0,941	0,196	0,000	1,000	30,672
Prop_Emp_Rural	0,000	0,065	0,000	1,000	0,185
Mix_Depositos_Vista	0,026	0,119	0,000	1,000	0,231
Mix_Depositos_Prazo	0,805	0,646	0,000	1,000	0,758
TVM_Livre_Risco	0,000	0,085	0,000	1,000	0,200
Ln_ativo_tot	20,337	20,366	0,000	27,884	2,414

variável, assim como por seu desvio-padrão.[13] O comportamento da mediana, no entanto, está dentro do esperado para o setor financeiro.

Um dos aspectos observados é o nível confortável de capital, como indica tanto o índice de capitalização (alavancagem simples, obtida dividindo o patrimônio líquido pelo ativo total) com mediana de 16,65% e média de 23,46%, como o próprio *IBS*, que apresenta mediana de 15,12% e média de 30,22%, ambas acima do mínimo exigido de 11%.

Os retornos são positivos, como revelam *ROA* e *ROE* anualizados. Apesar de altos quando comparados com países desenvolvidos, seu desempenho não é tão satisfatório ao levar em consideração as altas taxas de juros.[14] Dada a concentração moderada do sistema bancário brasileiro, seria possível argumentar que o mesmo ocorre com os lucros, no entanto este debate foge ao escopo do presente estudo. Outro ponto importante é a considerável liquidez com que as instituições trabalham o que poderia ajudá-las em situações de estresse ou em uma eventual "corrida aos bancos".

Em seguida, analisam-se as estatísticas descritivas do *IBS* de forma individual, dispostas na Tabela 4, com agrupamento anual durante o período de estudo. Novamente os dados apontam para um nível de capital com relação ao risco confortável, acima do mínimo requerido pelo regulador. Em nenhum dos anos observados a média ou mediana do sistema registra um número abaixo de 12%, o que indica que, no geral, as exigências do BACEN vêm sendo cumpridas. Olhando para a mediana, de forma a evitar o efeito dos *outliers*,[15] nota-se que nos últimos anos (a partir de 2010), as instituições estudadas

[13] Os valores mínimo e máximos de magnitude muito alta (que ocorrem, por exemplo, para os índices de *Liquidez_2* e *Financiamento_Crédito* são decorrentes de comportamentos de algumas instituições isoladas por curtos períodos de tempo. A maioria dos outliers, principalmente os que apresentaram valores mínimos negativos, são aqueles que em algum momento deixaram de operar ou entraram em falência, razão pela qual foram mantidos na amostra.

[14] De acordo com a base de dados do Banco Mundial (2016), o Brasil figura entre os cinco países com taxas de juros mais altas desde 1996 até 2015.

[15] Vide nota de rodapé 11. Novamente o efeito de alguns bancos fica aparente, observando-se para níveis máximos de *IBS* fora do padrão, como o observado em 2010, e mínimo em 1999. Apesar da maioria desses efeitos advirem de bancos que estavam

Tabela 4. *IBS*: Estatísticas descritivas (por ano).

Ano	Mediana	Média	Mínimo	Máximo	Desvio Padrão
1995	0,192	0,337	0,000	11,500	0,657
1996	0,150	0,224	−7,413	2,417	0,486
1997	0,126	0,177	−6,296	1,982	0,546
1998	0,163	0,197	−4,637	1,849	0,476
1999	0,150	0,191	−10,023	1,976	0,696
2000	0,156	0,258	−3,531	2,763	0,499
2001	0,160	0,259	−2,964	4,756	0,496
2002	0,161	0,275	−3,495	3,841	0,520
2003	0,164	0,252	−3,513	2,118	0,472
2004	0,152	0,292	−0,138	3,515	0,383
2005	0,165	0,306	−0,066	4,351	0,468
2006	0,141	0,279	−0,727	3,551	0,419
2007	0,141	0,256	−0,038	3,779	0,414
2008	0,153	0,322	0,014	4,033	0,503
2009	0,156	0,324	−0,061	4,254	0,480
2010	0,139	0,921	−0,080	157,223	9,686
2011	0,135	0,332	−0,065	4,144	0,556
2012	0,140	0,357	−0,072	4,611	0,632
2013	0,138	0,342	−0,072	4,801	0,562
2014	0,137	0,324	−0,068	4,684	0,530

vêm trabalhando com níveis um pouco mais baixos do *IBS*, apesar de adequados aos níveis mínimos exigidos para o Índice de Basileia. Este fato poderia indicar apenas uma propensão das instituições a trabalharem de forma mais eficiente, evitando os custos de ter em seus balanços mais do que o necessário dos ativos de menos risco, que por consequência, são os de menores retornos.

5. METODOLOGIA

Dois tipos de modelos são empregados na análise empírica deste trabalho: (i) um modelo *logit* com dados em painel para avaliar o desempenho do *IBS* como variável preditora de falências de intermediários financeiros (adequado para previsões de prazo mais curto); (ii) um modelo de análise de sobrevivência (*survival analysis)*, que permite tratar o mesmo problema sob a perspectiva da sobrevivência de longo prazo de uma instituição, isto é, que avalia a capacidade do *IBS* de projetar a longevidade de uma instituição.

5.1. Modelo Logit

Modelos não lineares de resposta binária têm como objetivo estimar a probabilidade de ocorrência de um evento, dada uma série de valores para variáveis explicativas. Eles possuem o seguinte formato geral (Wooldridge, 2010):

$$P(y_{it} = 1 \mid \mathbf{x}_{it}) = G(\mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta}) \equiv p(\mathbf{x}_{it}). \tag{1}$$

A ocorrência de um determinado evento para um indivíduo i da amostra, em um determinado instante t (e.g., falência de um banco) é descrita fazendo-se $y_{it} = 1$. A não ocorrência desse evento equivaleria, então, a escrever $y_{it} = 0$ (não falência). Na equação (1), $\mathbf{x}$ é um vetor de variáveis explicativas de ordem

passando por algum momento operacionalmente destoante, optou-se por mantê-los na amostra considerando que o objetivo era justamente o de identificar a influência de indicador sobre as falências bancárias.

$1 \times K$, com o seu primeiro elemento equivalendo a 1; $\boldsymbol{\beta}$ é um vetor de parâmetros de ordem $K \times 1$. A função $G(\cdot)$ assume valores no intervalo aberto $0 < G(z) < 1$, para todo $z \in \mathbb{R}$. O modelo descrito pela equação (1) é comumente chamado de *modelo de índice*, pois ele restringe a forma como a probabilidade de resposta $p(x)$ depende de $\mathbf{x}$, uma vez que essa dependência ocorre apenas por meio do índice dado por

$$\mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta} = \beta_1 + \beta_2 x_{2_{it}} + \cdots + \beta_k x_{k_{it}}. \tag{2}$$

Assim sendo, a função G é uma função acumulativa de distribuição (cdf) que mapeia a correspondência entre o índice e a probabilidade de resposta (Wooldridge, 2010, pp.565–567).

O modelo *logit* é um caso especial da equação (1), na qual

$$G(z) = \Lambda(z) \equiv \frac{\exp(z)}{1 + \exp(z)}. \tag{3}$$

Como argumenta Maddala (1983), na presença de uma frequência desigual entre a ocorrência e não ocorrência de um evento (e.g. falência e não falência), o modelo *logit* é superior ao *probit*, pois a regressão logística não é sensível ao não balanceamento na frequência amostral.

De forma a interpretar corretamente o β_j das variáveis, tem-se que, no caso de x_j ser contínuo,

$$\frac{\partial p(x)}{\partial x_j} = g(\mathbf{x}\boldsymbol{\beta})\beta_j, \tag{4}$$

na qual

$$g(z) \equiv \frac{\mathrm{d}G}{\mathrm{d}z}(z), \tag{5}$$

ou seja, o efeito parcial de x_j em $p(\mathbf{x})$ depende de $\mathbf{x}$ por meio de $g(\mathbf{x}\boldsymbol{\beta})$. No modelo *logit*, $G(\cdot)$ é uma cdf estritamente crescente e, portanto, sua derivada $g(z) > 0$ para todo z. Como consequência, o sinal do coeficiente β_j determina o sinal do efeito em y. No caso de x_k ser uma variável independente binária, seu efeito parcial resultante da mudança de x_k de 0 para 1, *ceteris paribus*, é dado por

$$G(\beta_1 + \beta_2 x_2 + \cdots + \beta_{k-1}x_{k-1} + \beta_k) - G(\beta_1 + \beta_2 x_2 + \cdots + \beta_{k-1}x_{k-1}). \tag{6}$$

Já a significância estatística de x_j é determinada pelo fato de podermos ou não rejeitar a hipótese nula (H_0): $\beta_j = 0$ (Wooldridge, 2010). Assume-se N observações independentes identicamente distribuídas conforme o modelo dado na equação (1).

Para estimar o modelo condicional MLE é necessário determinar a função log-verossimilhança para cada i. A densidade de y_{it} dado x_{it} é representada por

$$f(y \mid \mathbf{x}_{it};\boldsymbol{\beta}) = \left[G(\mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta})\right]^{y}\left[1 - G(\mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta})\right]^{1-y}, \tag{7}$$

com $y = 0,1$. O log-verossimilhança para a observação i é a função do vetor de parâmetros $K \times 1$ e de (x_i, y_i):

$$l_{it}(\boldsymbol{\beta}) = y_{it}\log\left[G(\mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta}) + (1 - y_{it})\right]\log\left[1 - G(\mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta})\right]. \tag{8}$$

Portanto, o log-verossimilhança para uma amostra de tamanho N é

$$L(\boldsymbol{\beta}) = \sum_{i=1}^{N} l_{it}(\boldsymbol{\beta}), \tag{9}$$

e o MLE de β, denominado $\hat{\boldsymbol{\beta}}$, maximiza essa log-verossimilhança. Sendo $G(\cdot)$ a cdf logística então, $\hat{\boldsymbol{\beta}}$ é o estimador *logit*. Dos resultados gerais da máxima verossimilhança segue que $\hat{\boldsymbol{\beta}}$ é consistente e assintoticamente normal (Wooldridge, 2010, pp.567–569).

Para melhor interpretar o resultado das variáveis independentes do modelo *logit*, calcula-se a razão de chances (*odds ratio* – *OR*) a partir dos coeficientes β. O *OR* dá o efeito na equação $G(\cdot)$ da mudança de x_i para $x_i + 1$. Tomando as equações *logit*

$$g(x) = \beta_1 + \beta_2 x_2, \tag{10}$$

e

$$g(x_2 + 1) = \beta_1 + \beta_2(x_2 + 1), \tag{11}$$

tem-se que o estimador da diferença *logit* é

$$\hat{g}(x_2 + 1) - \hat{g}(x_2) = \widehat{\beta}_2, \tag{12}$$

do que resulta que o estimador da razão de chances de determinada variável é a exponencial do coeficiente desta mesma variável — ou $\widehat{OR} = \exp(\widehat{\beta}_2)$. Como nem sempre o acréscimo de uma unidade em x_i é clinicamente interessante para uma variável contínua, permite-se um ajuste para mensurar uma variação de h unidades em x_i. Transforma-se então a equação (12) em

$$\hat{g}(x_2 + h) - \hat{g}(x_2) = h\widehat{\beta}_2, \tag{13}$$

do que segue que o estimador da razão de chances é (Hosmer, Lemeshow & Sturdivant, 2013, pp. 50–51 e 62–64)

$$\widehat{OR}(x_2 + h, x_2) = \exp(h\widehat{\beta}_2). \tag{14}$$

5.2. Modelo de Análise de Sobrevivência

Para uma amostra aleatória i da população, seja t_i^* a duração de tempo no estado inicial, e x_i o vetor de variáveis independentes observadas. Assume-se que t_i^* tem densidade condicional contínua $f(t \mid \mathbf{x}_i; \theta)$, $t \geq 0$, na qual θ é o vetor de parâmetros desconhecidos. No caso do banco de dados utilizado nesse estudo, existe a possibilidade de os dados de balancete 4010 ou 4040 deixarem de ser reportados, mesmo sem a *Falência* da instituição ser observada. Isso pode ocorrer, por exemplo, no caso de aquisições ou fusões, ou de encerramento de operações por decisão voluntária ou ainda, pela troca da licença de operação bancária por outra de algum tipo de instituição não observada nesta amostra. Para levar em conta o efeito da censura à direita, ou seja, o efeito de determinado indivíduo deixar de ser observado na amostra sem que o evento de interesse tenha ocorrido (no caso *Falência*), adota-se um critério tal que o período em que o indivíduo i é observado, t_i, é obtido por:

$$t_i = \min\{t_i^*, c_i\}, \tag{15}$$

em que c_i é o tempo de censura para o indivíduo i. A probabilidade de t_i ser censurado é

$$\mathrm{P}(t_i^* \geq c_i \mid \mathbf{x}_i) = 1 - F(c_i \mid \mathbf{x}_i; \theta), \tag{16}$$

sendo $F(\cdot)$ a cdf condicional de t_i^* dado $\mathbf{x}_i$ (Wooldridge, 2010, pp.993–995).

Seja d_i um indicador de falência ($d_i = 1$ se a instituição financeira falir; $d_i = 0$ se não falir), a verossimilhança condicional para a observação i é dada por

$$f(t_i \mid \mathbf{x}_i; \theta)^{d_i} \left[1 - F(t_i \mid \mathbf{x}_i; \theta)\right]^{1-d_i}. \tag{17}$$

A verossimilhança inclui o tempo de censura c_i, pois para os dados censurados, $t_i = c_i$. Tomando uma amostra aleatória de tamanho N e dados (t_i, d_i, x_i), o estimador de máxima verossimilhança de θ é obtido maximizando

$$\sum_{i=1}^{N}\Big\{d_i \log\Big[f(t_i \mid \mathbf{x}_i;\theta)\Big] + (1-d_i)\log\Big[1 - F(t_i \mid \mathbf{x}_i;\theta)\Big]\Big\}. \tag{18}$$

Utilizando a distribuição log-logística, a função *hazard* com variáveis independentes é dada por

$$\lambda(t;\mathbf{x}) = \frac{\exp(\mathbf{x}\boldsymbol{\beta})\alpha t^{\alpha-1}}{1+\exp(\mathbf{x}\boldsymbol{\beta})t^{\alpha}}, \tag{19}$$

na qual $x_1 \equiv 1$ e α é um parâmetro positivo. A cdf é, então, dada por

$$F(t \mid \mathbf{x};\theta) = 1 - \big[1+\exp(\mathbf{x}\boldsymbol{\beta})t^{\alpha}\big]^{-1}, \qquad t \geq 0. \tag{20}$$

A distribuição do $\log(t_i^*)$ dado $\mathbf{x}_i$ é logística com média $-\alpha^1 \log\{\exp(\mathbf{x}\boldsymbol{\beta})\} = -\alpha^{-1}\mathbf{x}\boldsymbol{\beta}$ e variância $\pi^2/(3\alpha^2)$ (Wooldridge, 2010, pp.999–1000).

6. PRINCIPAIS RESULTADOS

O presente estudo foca essencialmente em uma variável independente de interesse sendo as outras usadas meramente como controles. Assim sendo, antes de apresentar os resultados propriamente ditos de cada modelo realizou-se um teste baseado na estatística G para se verificar se de fato a variável *IBS* acrescenta poder explanatório ao modelo. Como sugerem Hosmer et al. (2013), a estatística G é um teste que justifica a inclusão de uma variável ao saber se ela melhora o poder preditivo do modelo como um todo, diferente do coeficiente β, que mostra o efeito dessa variável sobre a variável dependente (falência). Para isso, estimou-se um modelo discreto *logit* apenas com a constante como variável. Em seguida, estimou-se o mesmo modelo acrescentando o *IBS* como única variável independente (mais tarde apresentado como modelo 1). Multiplicando por -2 a diferença das log-verossimilhanças de cada modelo, obteve-se a estatística $G = 6{,}77$ e o p-valor para esse teste fica abaixo de $0{,}01$, o que rejeita a probabilidade da hipótese nula do coeficiente de *IBS* ser zero, e aponta para sua inclusão no modelo.

Uma vez testada a significância do coeficiente β da variável *IBS*, segue-se agora para a apresentação dos resultados (seções 6.1 e 6.2). Como mencionado anteriormente, foram estimados modelos discretos *logit* para analisar a relação entre a probabilidade de *Falência* das instituições financeiras e o *IBS*. Na sequência, utiliza-se um modelo de sobrevivência com distribuição log-logística para analisar como a variável *IBS* afeta o tempo de sobrevivência das mesmas instituições.

6.1. Resultados obtidos via modelo Logit

A Tabela A-1 do Apêndice A traz os resultados de oito modelos estimados usando uma distribuição discreta *logit*, com diferentes combinações das variáveis de controle já previamente elencadas (Tabela 2). Atentando para o controle de possíveis problemas em razão de heterogeneidade não observável entre instituições financeiras que pode estar presente no painel de dados, as estimativas foram conduzidas usando tanto especificações com efeitos fixos quanto aleatórios, sendo que esta última prevaleceu no teste de Hausman, e os resultados apresentados nas tabelas A-1 e A-2 dizem respeito a ela. As estimações foram conduzidas usando o software Stata.

Wooldridge (2010, p.326) aponta que em casos nos quais as variáveis independentes não variam muito ao longo do tempo, estimar o modelo logit com efeitos fixos pode levar a resultados imprecisos. Dessa maneira, aplicou-se o teste de Hausman para determinar se um modelo com efeitos aleatórios

seria mais apropriado, ou seja, se seus estimadores teriam variância menor do que no caso de um modelo de efeitos fixos. Esse teste foi aplicado no modelo com mais covariantes (modelo 8), resultando em $chi2(15) = 14{,}19$ e Prob $> chi2 = 0{,}5113$. Dessa forma, não se rejeita a hipótese nula H_0: a diferença entre os dois conjuntos de coeficientes não é sistemática e, portanto, optou-se pelo modelo com efeitos aleatórios.

Por garantia, aplicou-se o mesmo teste para o modelo 4 (de melhores resultados e base para o modelo usado na análise de survival) e obteve-se resultado similar. O $chi2(10) = 10{,}29$ e Prob $> chi2 = 0{,}4154$ não foram suficientes para rejeitar a hipótese nula, e sendo assim, optou-se pelo modelo de efeitos aleatórios.

Os modelos passaram pelo teste do índice de verossimilhança, sendo possível observar que todos eles são significativos para um nível de significância de 0,01, como pode ser visto pela linha Prob $> chi2$ na Tabela A-1.

Quanto à variável independente de interesse, o *IBS*, vê-se que ela é estatisticamente significativa em todos os modelos. Nos modelos 8, 7, 6, 4, 3, e 2 é significativa com $p < 0{,}01$. Já para os modelos 5 e 1, o *IBS* só é significativo no nível $p < 0{,}05$, no entanto o $P > |z|$ é de $0{,}022$ e $0{,}011$ para esses modelos, respectivamente (ou seja, mais próximos de $0{,}01$ que de $0{,}05$). Portanto, percebe-se que nos modelos com menos variáveis de controle, a variável *IBS* continua sendo importante para explicar as falências das instituições financeiras estudadas, porém tem parte de seu efeito escondido no termo de erro.

Nos modelos *logit* os coeficientes β não são de fácil interpretação. Analisar simplesmente a magnitude dos coeficientes estimados não permite inferir de maneira imediata o impacto das variáveis explicativas sobre a variável dependente. Ainda assim, é tarefa fácil atentar para o sinal deles. O sinal positivo indica uma relação na mesma direção para a variável dependente, ou seja, um aumento na variável sob escrutínio aumenta a possibilidade de falência da instituição financeira. Analogamente, no caso de um coeficiente com sinal negativo, um aumento nessa variável indica a redução na possibilidade de falência da instituição financeira. Comparando-se os oito diferentes modelos, nota-se coerência entre o sinal das covariadas escolhidas: não há casos em que uma variável independente aparece com um β de sinal oposto em outro modelo.

A maioria das variáveis se comportou como previsto nas hipóteses iniciais. A *Capitalização*, no entanto, teve o sinal de seu coeficiente β positivo nos modelos em que foi usada (modelos 7 e 8). Isso é uma provável consequência da presença do *IBS* simultaneamente no modelo. Apesar de não medirem exatamente a mesma coisa, ambas as variáveis são medidas de quanto as instituições bancárias estão protegidas pelo seu capital. O fato de a variável *IBS* continuar significativa e com sinal coerente mesmo na presença da variável *Capitalização* é algo que corrobora a sua importância para a análise das falências bancárias, no sentido amplo do termo.

Das outras variáveis de controle, a que mais vezes se mostrou significativa foi o *Provisionamento*, com $p < 0{,}01$ no modelo 5, $p < 0{,}05$ nos modelos 8, 7, 6 e 2 e $p < 0{,}10$ no modelo 4. O coeficiente β da variável *Provisionamento* possui sinal positivo, o que é coerente com a literatura, pois se trata de variável que atua como uma *proxy* para o *default*. Quanto maior o provisionamento, maior o montante que a instituição credora espera não receber de seus tomadores e, portanto, maior a chance da instituição não reaver a totalidade de seus ativos cedidos em crédito e, por consequência, de não cumprir com suas próprias obrigações e falir.

Outra variável significativa em todos os modelos em que apareceu (exceto no modelo 2), foi o *ROE*. Trata-se de um resultado que contradiz a hipótese inicialmente levantada para esse indicador, o que leva a uma indagação sobre a possível presença de efeitos ambíguos. Como apontado por Sales & Tannuri-Pianto (2007), por um lado poderia esperar-se que um retorno mais alto trouxesse condições mais favoráveis para uma instituição prosperar e, portanto, perdurar (não falir). No entanto, instituições com *spreads* maiores e, por consequência, lucros maiores, podem estar incorrendo em maiores riscos, o

que pode seria sustentável ao longo do tempo. Isso é o que ocorreu nos modelos 3 a 8, em que *ROE* se mostrou significativo ao menos com $p < 0{,}10$ e com coeficiente β de sinal positivo.

Como esperado, o indicador de eficiência *NOM* (Resultado Operacional Líquido / Ativo) apresentou coeficiente negativo em todos os modelos, em que pese tenha se revelado significativo apenas nos modelos 5 e 8. Isso mostra, intuitivamente, que instituições mais eficientes têm menores possibilidades de falência. Por fim, o sinal do coeficiente do índice de liquidez também se revelou negativo e significativo no modelo 5, com $p < 0{,}10$. O fato de não haver uma evidência forte de sua importância no presente estudo pode se dever tanto à presença simultânea do próprio *IBS* (que, por si só, já considera como menos arriscados ativos mais líquidos), quanto à possibilidade de que as informações disponíveis nos balancetes 4010 e 4040 para a construção desse indicador não sejam suficientemente precisas para medir corretamente a liquidez da instituição. Com efeito, o fato de classificar um ativo como "Título e Valor Mobiliário" ou "Aplicação Interfinanceira de Liquidez" pouco informa sobre a facilidade que a instituição teria em se desfazer dele.

Para a análise do impacto do *IBS*, assim como das variáveis de controle, sobre a variável dependente, Falência, estimaram-se os mesmos modelos usando a razão de chances, ou *odds-ratio*, (*OR*) no lugar dos coeficientes β, conforme explicado na seção 5. Esses resultados são apresentados no Apêndice A, Tabela A-2.

Para a facilidade de interpretação, uma pequena transformação é necessária nos valores. Tomando o modelo 4 como exemplo, vê-se que o *IBS* possui *odds ratio* $OR = 0{,}016$. *Odds ratios* permitem a visualização do quanto a probabilidade de y ocorrer aumentaria dado um aumento de uma unidade em x, ou seja, de x para $(x+1)$. No entanto, como a variável *IBS* foi construída em decimal, o aumento de uma unidade equivale a um aumento de 100 pontos percentuais no *IBS*, o que não só é um valor alto como também pouco provável de ser realizado por uma instituição financeira em situações normais. Dessa forma, para obter-se o efeito de um aumento de um ponto percentual no *IBS*, calcula-se a $\exp\big[0{,}01 * \ln(0{,}016)\big] = 0{,}96$.[16] Isso implica que o aumento de um ponto percentual no *IBS* faz com que a instituição financeira tenha 0,96 vezes a chance de falir que tinha antes, isto é, aumenta em 1,04 vezes sua probabilidade de não falir. Usando o mesmo raciocínio, um aumento de cinco pontos percentuais no *IBS*, aumenta em 1,23 vezes a probabilidade de não falir da instituição.

Para testar a adequação do modelo foram produzidas as curvas *ROC*[17] para cada um dos oito modelos analisados que são apresentadas no Apêndice C, Figuras C-1(a) a C-1(h). A área sob a curva *ROC* pode ser compreendida como a capacidade de um modelo estimar uma falência quando de fato uma instituição quebrou. Sendo n_1 o número de instituições com $y = 1$ (ou seja, que faliram), e n_0 o número de instituições com $y = 0$ (não faliram), criaram-se $n_1 \times n_0$ pares de forma que cada instituição com $y = 1$ é pareada com cada instituição com $y = 0$. Desses pares, computou-se então a proporção em que a instituição com $y = 1$ teve a maior probabilidade de falência em relação à instituição pareada com $y = 0$.

Nota-se que as áreas abaixo da curva *ROC* variam entre $0{,}7043$ (modelo 1) e $0{,}8491$ (modelo 8), o que indica, de acordo com Hosmer et al. (2013), uma discriminação aceitável (de $0{,}70$ à $0{,}80$), casos dos modelos 5 e 1, à excelente (de $0{,}80$ à $0{,}90$), casos dos demais seis modelos. Portanto, os resultados apresentados mostram que os modelos estimados são adequados para a predição de falências.

[16] Ou, de forma equivalente, $\exp\big[0{,}01 * (-4{,}161)\big] = 0{,}96$, usando-se o valor direto do coeficiente para o IBS exposto na Tabela A-1 e não o valor em times ratio da Tabela A-2.

[17] Do inglês: *receiver operating characteristic curve*. Trata-se de um *plot* da sensibilidade (proporção de verdadeiros positivos) contra o complementar da especificidade (i.é, 1 menos a proporção de verdadeiros negativos). Definindo: VP = Verdadeiro Positivo; FN = Falso Negativo; VN = Verdadeiro Negativo; FP = Falso Positivo. Sensibilidade = $VP/(VP + FN)$; Especificidade = $VN/(VN + FP)$; e 1–Especificidade = $FP/(VN + FP)$. Um classificador perfeito corresponderia a uma linha horizontal em $1{,}00$ no topo do gráfico. A linha diagonal por sua vez equivale a um sistema aleatório que tanto pode classificar como positivo ou negativo o resultado, com 50%-50% de chances para cada.

6.2. Resultados do Modelo de Sobrevivência

Modelos *logit* são muito usados na análise de falências de empresas, inclusive no setor financeiro, mas, conforme argumentado anteriormente, apresentam a limitação de oferecer previsões para curtos espaços de tempo: avalia-se a probabilidade de uma instituição falir com base nas suas demonstrações financeiras do semestre anterior. Para testar a efetividade do *IBS* como preditor de falências também no longo prazo, escolheu-se a técnica dos modelos de sobrevivência (*survival analysis*).

Com base na análise feita anteriormente, optou-se por estimar modelos do tipo *survival* com as mesmas variáveis explicativas utilizadas nos modelos *logit* 1 e 4. Os modelos usados aqui são do tipo *accelerated failure-time*, em que as covariadas empregadas na especificação funcionam como fontes de efeitos que podem contribuir para atrasar ou acelerar a trajetória sobre a curva de sobrevivência subjacente à amostra, estimada no âmbito do modelo. Ou seja, cada variável pode contribuir para aumentar ou reduzir o tempo de vida de uma instituição financeira.

O modelo 4 inclui variáveis de todos os campos de controle propostos (capitalização, rentabilidade, eficiência, liquidez e ativos). Já o modelo 1 é a versão sem controles do nosso modelo, sendo a única variável independente o *IBS*.

Ambos os modelos foram estimados com suposição de uma distribuição log-logística.[18] Novamente, utiliza-se o teste de log-verossimilhança para testar a significância dos modelos, e pela Prob. > *chi2* no Apêndice A, Tabela A-3, vê-se que ambos são significativos. O interessante de trabalhar com esse tipo de modelo é o fato dele permitir uma ideia temporal da falência, ou seja, avaliar não apenas a expectativa de sobrevivência ou não de uma instituição financeira, mas também qual o impacto sobre o tempo dessa sobrevivência.

Como pode ser observado, reporta-se o *times-ratio* (TR) no lugar dos coeficientes β, conceito semelhante à razão de chances do modelo *logit*. Conforme mencionado anteriormente, como o *IBS* é reportado em decimais, procede-se o ajuste para identificar o impacto da variação de um ponto percentual sobre o tempo de sobrevivência. Dado o coeficiente de valor $2.627{,}187$ do *IBS*, calcula-se então $TR = \exp\left[0{,}01 * ln(2.627{,}187)\right] = 1{,}08$. Para a análise de *survival*, um $TR > 1$ indica que o tempo esperado até a falência aumenta, e um $TR < 1$ indica que o tempo esperado até a falência diminui. Dessa forma, um aumento de um ponto percentual no *IBS* atrasaria a falência de uma determinada instituição em 1,08 vezes.

Esse resultado é consistente tanto com a literatura que apresenta argumentos pró-regulação, como em Koehn & Santomero (1980), Kim & Santomero (1998) e Vanhoose (2007), como também com nosso modelo *logit*. Um aumento na capitalização das instituições financeiras em relação aos seus ativos ponderados pelo risco não apenas diminui sua possibilidade de falência, como faz com que, caso ela efetivamente ocorra, demore mais tempo para acontecer.

7. ROBUSTEZ

Alguns testes e modelos adicionais foram levados a cabo em razão da necessidade de testar a robustez dos nossos resultados com relação a: (i) possibilidade de se usar hipóteses de distribuição alternativas no modelo de sobrevivência (e compará-las aos resultados obtidos sob a log-logística); (ii) as dificuldades causadas pela assimetria temporal dos eventos de falência bancária no país, que se concentram de forma intensa nos anos logo após o Plano Real, o que sugere fortemente um papel importante das mudanças institucionais e de ambiente econômico que vieram no bojo desse plano de estabilização; (iii) a

[18] Na seção 7 são apresentados resultados de testes comparativos efetuados usando o modelo 4 tomando-se hipóteses alternativas para a distribuição.

necessidade de se avaliar o impacto dos ciclos macroeconômicos nos resultados. Esses três assuntos são tratados nas subseções a seguir, nessa ordem.[19,20]

7.1. Distribuições alternativas para o modelo de sobrevivência

Como mencionado anteriormente, o modelo de sobrevivência utilizado foi construído sobre o pressuposto de uma distribuição log-logística. Apesar dos resultados serem consistentes e em linha com o esperado, reproduziu-se a estimação do modelo 4 sob outros critérios de distribuição. Por questão de concisão, e por não ser o escopo do presente estudo, não serão apresentados aqui os resultados completos das estimativas do modelo sob outras hipóteses de distribuição. Contudo, para justificar o porquê do emprego da distribuição log-logística neste trabalho produziu-se a Tabela 5, que traz resultados de testes de comparação entre os resultados obtidos com cinco diferentes distribuições.

Tabela 5. *Testes AIC e BIC para o Modelo 4 de sobrevivência (survival).*

Distribuição	Critério	
	AIC	BIC
Log-logistic	227,982	318,793
Exponencial	244,204	328,529
Weibull	245,252	336,063
Lognormal	231,054	321,865
Gompertz	243,310	334,122

Utilizando duas técnicas distintas, como fazem Sales & Tannuri-Pianto (2007), o Critério de Informação Akaike (AIC) e o Critério de Informação Bayesiano (BIC), as seguintes distribuições foram comparadas: (a) Log-logística, (b) Exponencial, (c) Weibull, (d) Log-normal, e (e) Gompertz.

Como é possível observar na Tabela 5, os números para os critérios de informação de Akaike e Bayesiano revelam que a distribuição log-logística é aquela que apresenta a melhor especificação. Além disso, o modelo que emprega essa distribuição é aquele que tem a melhor capacidade preditiva. Daí, portanto, a sua escolha.

7.2. Efeitos do Plano Real

Dois tipos distintos de estimativas adicionais foram feitas a título de testar a robustez dos resultados com relação ao período de tempo da amostra. A razão para tanto é a suspeita de que o Plano Real tenha influenciado de forma importante o grande número de falências bancárias ocorridas nos anos logo após a sua implantação (1995 a 1997). Em primeiro lugar, foram feitas novas estimativas dos modelos já apresentados excluindo-se os anos de 1995 a 1997. Alternativamente a esse descarte puro e simples,

[19] Agradecemos a um parecerista independente pela sugestão de testes adicionais de robustez para tratamento das questões (ii) e (iii).

[20] De forma complementar, para se demonstrar a relevância do *IBS* na explicação do comportamento das variáveis utilizadas nesse artigo, foi utilizada a Análise de Componentes Principais (PCA). Para tanto, através de tal análise, é importante mostrar que o *IBS* é uma das variáveis que possuem o maior grau de correlação (auto-vetor) com a dimensão que melhor explica a variabilidade dos dados (primeiro componente). Ao realizar a análise de componentes principais para as 15 variáveis explicativas do modelo 7 em 15 componentes ortogonais, obteve-se que o *IBS* possui o segundo maior autor-vetor do primeiro componente. De forma similar, foi realizada a análise de componentes principais para as 17 variáveis explicativas do modelo 8 em 17 componentes ortogonais e novamente obteve-se que *IBS* possui o segundo maior autor-vetor do primeiro componente. Tais resultados mostram que *IBS* é uma das variáveis com o maior grau de correlação com a dimensão que melhor explica a variabilidade dos dados.

também se realizou a estimação desses mesmos modelos incluindo-se uma variável *dummy* de controle para o período 1995–1997.

As estimativas de modelos *logit* realizadas descartando-se as observações relativas aos anos de 1995, 1996 e 1997 aparecem na Tabela B-4. Elas corroboram em larga medida os resultados obtidos anteriormente. O *IBS* permanece com sinal negativo e significativo — a 10% no modelo 2, a 5% no modelo 1 e a 1% nos demais modelos com estimativas válidas. Deve-se ressalvar que também nos modelos 5 e 7 o *IBS* aparece negativo e significativo, mas como as estimativas deles não chegaram efetivamente a atingir a convergência na maximização da log-verossimilhança, os resultados não são confiáveis. Com efeito, os modelos 5 e 7 sequer chegaram a produzir uma estimativa do erro-padrão para a variável *Público*.

Na especificação referente ao modelo 4 os resultados e o teste LR indicam que ele continua sendo um dos melhores (apenas a LR do modelo 8 é superior). Nesse modelo, além do *IBS*, as variáveis significativas na determinação das falências bancárias são: *NOM*, *Mix de Depósitos à Prazo* e *TVM Livre de Risco* (todas a 5%) e *Liquidez* (10%). Os resultados do modelo 8 também mostram o *IBS* negativo e significativo a 1%, mas encontramos novamente o problema já mencionado da variável *Capitalização* aparecer como estatisticamente significativa, mas com o sinal contrário ao esperado. Fazendo um cálculo análogo aos anteriores, de impacto do *IBS*, chega-se à conclusão de que, com um ponto percentual a mais nesse indicador, a probabilidade de falência é reduzida de $1{,}109$ vez (usando o coeficiente do modelo 4) ou de $1{,}261$ vez (usando o coeficiente do modelo 8). No modelo base, com todo período amostral, o número era de $1{,}042$ vez (usando o coeficiente da especificação do modelo 4). Esses novos números sugerem, portanto, um efeito ainda mais elevado do *IBS*.

As estimativas dos modelos de sobrevivência feitas excluindo o período 1995–1997 (i.e., usando-se o período 1998–2014) revelam resultados distintos para o impacto do *IBS*, conforme a especificação utilizada. Em primeiro lugar, há que se esclarecer que nossa especificação principal, o modelo 4, não permite atingir a convergência na maximização da função de máxima verossimilhança (em razão de se atingir regiões não côncavas) e, dessa forma, a comparação com a situação base fica prejudicada. Ainda assim, há quatro especificações alternativas nas quais o *IBS* permanece estatisticamente significativo, nomeadamente os modelos 5 (a 10%), 6 (a 5%), 7 e 8 (em ambos a 1%).[21] Os cálculos de impacto para esses modelos continuam indicando $TR > 1$. Em vez de ampliar o tempo de sobrevivência em $1{,}082$ vez, a sobrevida é aumentada agora em $1{,}170$ vez (usando o modelo 6), $1{,}196$ vez (com o modelo 7) ou $1{,}181$ vez (com o modelo 8). Na Tabela B-7 relata-se todos os coeficientes para as variáveis do modelo 8, que foi o que apresentou a maior razão de verossimilhança dentre as especificações usadas.

As estimativas *logit* feitas adicionando-se a *Dummy* 95–97 mostraram-se bastante interessantes. Os resultados aparecem na Tabela B-5. Essa variável binária resultou significativa a 1% em todas as especificações e aparece com coeficiente de sinal positivo, indicando claramente que uma observação do período 1995–1997 tem maior chance de apresentar o evento falência. Os sinais dos demais coeficientes permaneceram os mesmos após a introdução da Dummy 95–97. A escolha de variáveis explicativas do modelo 4 continua pertinente (apresenta maior LR na comparação com os demais).

O coeficiente de efeito parcial do *IBS* permaneceu significativo a 1% e com sinal negativo em todas as distintas especificações. O seu valor caiu, contudo, o que era esperado. Ainda assim, o efeito do *IBS* se mantém bastante relevante: em vez de reduzir a probabilidade de falência em $1{,}042$ vez, um ponto percentual a mais no *IBS* reduziria agora tal probabilidade de $1{,}028$ vez.

O resultado contra intuitivo da variável capitalização se repetiu, mantendo-se o sinal positivo e a significância (a 10%) nos dois modelos em que aparece. A variável de *Provisionamento* também continua com coeficientes positivos e significativos em todos os sete modelos em que figura. O *ROE*, por sua vez, deixa de ser estatisticamente relevante.

[21] Nos modelos 1 e 2 o coeficiente não se revelou significativo. O Modelo 3 não completou o processo de estimação.

A variável *NOM*, do grupo eficiência, continua com o sinal negativo, o que denotaria uma tendência a reduzir a probabilidade de falência. Contudo, é significativa apenas nos modelos 4 e 5, quando o era antes no 5 e no 8.

Uma parte das especificações (modelos 4, 6 e 8) passou a apresentar significância para o coeficiente da variável *Público* (que também é binária e controla para tipo de instituição, pública ou privada). Anteriormente ela só havia mostrado significância no modelo 6. É interessante frisar que essa variável apresentou sinal negativo: o fato de ser instituição pública parece contribuir, portanto, para reduzir a probabilidade de falência, ainda que a magnitude do impacto seja modesta.

Nas estimativas do modelo de sobrevivência, a introdução da *Dummy* 95–97 também reduz o efeito do *IBS*, mas este continua significativo a 1% em todos os modelos (exceto os modelos 3 e 7, que não convergiram) e operando no sentido de retardar uma possível falência ($TR > 1$). Os coeficientes novos permitem calcular que a sobrevida acrescentada pelo *IBS* seria de $1{,}034$ vez em vez do valor de $1{,}082$ do modelo base (considerando-se a especificação do modelo 4).

7.3. Ciclos econômicos

Um possível problema para os resultados conseguidos no modelo base é a falta de controle para efeitos comuns a todas as instituições que tenham origem em oscilações macroeconômicas. Uma forma ainda que imperfeita de se controlar o efeito dos ciclos econômicos sobre as estimativas feitas é introduzir *dummies* de ano. Realizaram-se então estimativas similares às do modelo base, porém introduzindo esse tipo de controle. Os resultados, de maneira geral mostraram robustez do impacto do *IBS* na probabilidade de falência apurada anteriormente.

Nos modelos *logit*, o coeficiente de efeito parcial do *IBS* permaneceu significativo e com sinal negativo em todas as distintas especificações: a 10% em dois modelos, 1 e 5; a 5% em outros três, 2, 4 e 6 e a 1% nos três modelos restantes. Esse coeficiente caiu, contudo, a aproximadamente ¾ do valor anterior em seis modelos e à metade em dois outros. Isso tem uma implicação importante para a magnitude do impacto sobre a probabilidade de falência: para a escolha de variáveis explicativas do modelo *logit* 4, que continua adequada, a introdução das *dummies* anuais diminui a importância do *IBS* tal que, em vez de se reduzir a probabilidade de falência em $1{,}042$ vez, um ponto percentual a mais no *IBS* reduziria tal probabilidade de $1{,}032$ vez.

Cabe registrar que as *dummies* anuais nunca se mostraram significativas em qualquer que fosse a especificação testada. Com efeito, p-valores $= 1$ foram a regra nas estimativas para seus coeficientes. Ademais, deve-se ressaltar que o modelo 3 não convergiu.

A variável *Provisionamento* também teve sua significância preservada nos modelos em que figura, apenas tendo reduzido o seu nível de significância em alguns casos.

As estimativas feitas dos modelos de sobrevivência alterados para introduzir *dummies* anuais mostraram que o *IBS* se mantém significativo para as especificações que redundaram em estimativas válidas, isto é, aquelas em que houve convergência com maximização efetiva da função de verossimilhança (modelos 1, 2, 4, 5 e 6). Para a especificação de número 3 não foi possível obter estimativas dos coeficientes (a maximização atinge uma região descontínua e é abortada). Tampouco os modelos 7 e 8 convergiram, em que pese tenham produzido resultados para os coeficientes (que não são confiáveis, contudo).[22]

O aspecto principal a destacar no caso das estimativas válidas do coeficiente do *IBS* é que o efeito sobre o tempo de sobrevivência cai substancialmente, ainda que se continue com $TR > 1$. Com efeito, em vez de um impacto de ampliação de $1{,}082$ vez no modelo base, ou de $1{,}034$ vez, como no modelo com a *Dummy* 95–97, agora o efeito é de apenas $1{,}004$ vez, muito pequeno.

[22] A estimação do Modelo 3 recai rapidamente em uma região descontínua e os Modelos 7 e 8 atingem regiões não côncavas, mesmo com otimização baseada em gradiente.

8. CONCLUSÕES

A exigência de reservas de capital é um dos instrumentos de regulação característicos dos acordos de Basileia I, II e II, aliada a outras regras que dizem respeito à liquidez das instituições financeiras. Uma das regras introduzidas por esses acordos foi a do ajuste das exigências de capital que uma instituição deve manter ao risco dos ativos detidos por ela.

Não há consenso na literatura sobre a eficácia dessa medida, contudo. De um lado, argumenta-se que a elevação das exigências de capital com base nos riscos dos ativos detidos tem um efeito direto de proteger a instituição financeira contra os riscos, por outro, destaca-se que um segundo efeito, decorrente de comportamento estratégico da instituição pode ter o efeito inverso, de exposição ao risco. Isso porque as instituições podem priorizar a aquisição de ativos cujos pesos de risco julguem mal avaliados pelo regulador. O resultado final dessas duas tendências precisa ser avaliado, então, empiricamente.

Outra questão importante diz respeito à capacidade de se prever falências bancárias usando esse tipo de indicador ponderado por riscos. Seria ele mais eficiente que um indicador mais simples, em que os riscos idiossincráticos de cada ativo não são levados em conta?

O objetivo deste estudo foi o de avaliar empiricamente, para o Brasil, a capacidade de prever falências bancárias que tem o Índice de Basileia, construído com base em ativos ponderados pelo risco. Adicionalmente, busca-se comparar o desempenho desse indicador nessa tarefa com o desempenho do indicador mais simples de capitalização, que se baseia nos ativos totais, sem ponderação por risco.

O tema é relevante à luz das crises financeiras, incluindo a mais recente em 2008, em que o papel dos intermediários financeiros foi questionado, discutindo-se bastante sobre o fato de serem considerados causadores ou amplificadores da crise. No Brasil, em que a regulação bancária é tida como forte em relação a outros países, ainda assim houve 37 falências de intermediários financeiros no período de 1994 a 2014 de um total de 313 instituições estudadas na amostra levantada.

A avaliação proposta no trabalho foi levada a cabo por meio do uso de modelos do tipo *logit* e de análise de sobrevivência e utilizou índices de Basileia construídos a partir de informações contábeis e institucionais, para o período de dezembro de 1995 a dezembro de 2014.

As estimativas feitas levaram em consideração, também, controles para outros indicadores contábeis e os resultados mostraram uma relação inversa entre o Índice de Basileia Sintético computado com base em ativos ponderados pelo risco e a possibilidade de falências bancárias. Essa relação resulta estatisticamente significativa em todas as variantes de modelo *logit* que foram estimadas. Nas estimativas do *logit*, o teste de Hausmann recomendou o uso de efeitos aleatórios, mas deve-se apontar que o resultado permaneceu consistente tanto com efeitos aleatórios, como com efeitos fixos.

Por sua vez, a análise de sobrevivência permitiu avaliar o acréscimo de tempo de vida para um banco, dado um incremento no *IBS*.

A partir do modelo que apresentou os melhores resultados (modelo 4, Tabela A-2), foi possível calcular que uma elevação de um ponto percentual no *IBS* aumenta a probabilidade de uma instituição não falir em $1{,}04$ vez. Já uma elevação de cincos pontos percentuais no *IBS* resultaria em uma probabilidade de não falir $1{,}23$ vez maior.

Por sua vez, o resultado do modelo de análise de sobrevivência com distribuição log-logística associado ao modelo 4 básico revelou que uma elevação de um ponto percentual no *IBS* aumenta o tempo de vida de uma instituição bancária em $1{,}08$ vez.

Esses resultados se mostraram robustos à introdução de outras variáveis que captam efeitos semelhantes, nomeadamente o índice de *Capitalização* sem ponderação de risco e também o *Ativo Total* (em logaritmo natural). Nessas condições o *IBS* continuou significativo e com impacto de redução da probabilidade de falência, enquanto as duas outras variáveis ou tiveram desempenho estatístico pobre (*Ativo*) ou apresentaram um impacto contra intuitivo de aumentar a probabilidade de falência bancária (*Capitalização* sem ponderação).

Um problema enfrentado neste trabalho consiste no fato de haver uma concentração considerável dos eventos de falência bancária num subperíodo da amostra. Como se sabe, o Brasil experimentou problemas no sistema financeiro no período logo após a estabilização, na época dos efeitos do Plano Real. Em função disso foram realizadas estimativas adicionais, que buscaram controlar para esse problema. Com efeito, foram produzidas estimativas de dois tipos para tanto: (i) descartando da amostra o período 1995–1997, e (ii) introduzindo uma dummy para o período 1995–1997. Nelas o *IBS* continuou apresentando impacto estatisticamente significativo de redução da probabilidade de falência de instituições bancárias ou de ampliação do tempo de sobrevivência para uma ampla maioria das especificações testadas.

Outra limitação relevante dos modelos básicos apresentados aqui diz respeito à falta de controle para oscilações macroeconômicas cíclicas. Isso levou à estimação de modelos adicionais com a introdução de *dummies* anuais que pudessem controlar, ainda que imperfeitamente, esse tipo de problema (assim como outros possíveis efeitos ou choques comuns a todas instituições no tempo). Dessa forma, testou-se a robustez dos resultados e percebeu-se que a relevância estatística do *IBS* para redução (ou atraso) de falências perseverou na grande maioria dos modelos.

Uma questão relevante não discutida em detalhe no trabalho, mas que pode representar uma limitação aos resultados diz respeito à adequação ou não da ponderação adotada para o risco de cada ativo individual. Isso pode e deve ser abordado em pesquisas futuras, fazendo-se exercícios com ponderações alternativas. Adicionalmente, outros possíveis assuntos a desenvolver com mais atenção são as diferenças de resultados entre instituições públicas e privadas, que poderia ser o foco de exercícios empíricos adicionais, o mesmo valendo para uma distinção entre capital majoritário nacional ou estrangeiro, que também poderia ser introduzida e quiçá suscitar resultados interessantes.

Por fim deve-se destacar que a continuidade da divulgação pelo BACEN do Índice de Basileia das instituições permitirá construir uma base de dados com um número suficiente de falências bancárias coincidente com a disponibilidade de informação do indicador e isso deve facilitar a o tipo de análise aqui realizada. Há, contudo, chances razoáveis de que a metodologia do índice venha a ser alterada, tornando necessária a produção de indicadores retroativos, refazendo-se as séries ao estilo deste trabalho.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Albuquerque, J., Jr., & Ribeiro, E. P. (2001, 11–14 de dezembro). Avaliação dos indicadores de predição de insolvência bancária no Brasil para os períodos de 1994/95 e 1997/98: Uma análise de robustez. In *XXIX Encontro Nacional de Economia da ANPEC*, Salvador, Ba. Disponível em: http://www.anpec.org.br/encontro2001/artigos/200104241.pdf

Alencar, L. S. (2011, agosto). *Um exame sobre como os bancos ajustam seu Índice de Basileia no Brasil* (Trabalhos para Discussão Nº 251). Brasília, DF: Banco Central do Brasil. Disponível em: https://www.bcb.gov.br/pec/wps/port/TD251.pdf

Altman, E. I. (1968). Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy. *The Journal of Finance*, *23*(4), 589–609. doi: 10.2307/2978933

Avery, R. B., & Berger, A. N. (1991). Risk-based capital and deposit insurance reform. *Journal of Banking and Finance*, *15*(4-5), 847–874. doi: 10.1016/0378-4266(91)90103-S

Baer, W., & Nazmi, N. (2000). Privatization and restructuring of banks in Brazil. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, *40*(1), 3–24. doi: 10.1016/S1062-9769(99)00042-3

Banco Mundial – World Bank. (2016). *World Bank Open Data*. The World Bank Group. Acessado em 31 de janeiro de 2016: https://data.worldbank.org/

Barth, J. R., Caprio, G., Jr. & Levine, R. (2004). Bank regulation and supervision: What works best? *Journal of Financial Intermediation*, *13*(2), 205–248. doi: 10.1016/j.jfi.2003.06.002

BCB – Banco Central do Brasil. (1987, 29 de dezembro). *Circular 1.273* [Institui o Plano Contábil das Instituições do Sistema Financeiro Nacional – COSIF, com implantação no primeiro semestre de 1988]. Brasília, DF. Disponível em: http://www.bcb.gov.br/pre/normativos/busca/normativo.asp?numero=1273&tipo=Circular&data=29/12/1987

BCB – Banco Central do Brasil. (1994, 18 de agosto). *Resolução 2.099*. Brasília, DF. Disponível em: http://www.bcb.gov.br/pre/normativos/busca/normativo.asp?numero=2099&tipo=Resolução&data=17/8/1994

BCB – Banco Central do Brasil. (2004, 29 de outubro). *Comunicado 12.746, de 09/12/2004* [Comunica os procedimentos para a implementação da nova estrutura de capital – Basileia II]. Brasília, DF. Disponível em: http://www.bcb.gov.br/pre/normativos/busca/normativo.asp?numero=12746&tipo=Comunicado&data=9/12/2004

BCB – Banco Central do Brasil. (2015, outubro). *Relatório de estabilidade financeira* (Vol. 14; Nº 2). Brasília, DF: Banco Central do Brasil. Disponível em: http://www.bcb.gov.br/?relestab201510

Beaver, W. H. (1966). Financial ratios as predictors of failure. *Journal of Accounting Research*, *4*, 71–111. Disponível em: http://www.jstor.org/stable/2490171

Besanko, D., & Kanatas, G. (1993). Credit market equilibrium with bank monitoring and moral hazard. *The Review of Financial Studies*, *6*(1), 213–232. doi: 10.1093/rfs/6.1.213

BIS – Bank for International Settlements. (2015). *A brief history of the Basel Committee*. Acessado em 28 de fevereiro de 2016: http://www.bis.org/bcbs/history.htm

Blum, J. (1999). Do capital adequacy requirements reduce risks in banking? *Journal of Banking & Finance*, *23*(5), 755–771. doi: 10.1016/S0378-4266(98)00113-7

Calomiris, C. W., & Litan, R. E. (2000). Financial regulation in a global marketplace. *Brookings-Wharton Papers on Financial Services*, *2000*(1), 283–323. doi: 10.1353/pfs.2000.0003

Chesser, D. L. (1974). Predicting loan noncompliance. *The Journal of Commercial Bank Lending*, 28–38.

Cole, R. A., & Wu, Q. (2009, 16–18 de dezembro). Predicting bank failures using a simple hazard model. In *Proceedings of the 22nd Australasian Finance and Banking Conference 2009*. Sydney, Australia. Disponível em: http://researchdirect.westernsydney.edu.au/islandora/object/uws:26523

Costa, A. C. A., & Mello, J. M. P. d. (2006, maio). *Judicial risk and credit market performance: Micro evidence from Brazilian payroll loans* (Working Paper Nº 12252). National Bureau of Economic Research (NBER). doi: 10.3386/w12252

Davis, E. P., & Karim, D. (2008). Comparing early warning systems for banking crises. *Journal of Financial Stability*, *4*(2), 89–120. doi: 10.1016/j.jfs.2007.12.004

Demirgüç-Kunt, A., & Detragiache, E. (1998). The determinants of banking crises in developed and developing countries. *IMF Staff Papers*, *45*(1). Disponível em: http://www.imf.org/external/pubs/ft/staffp/1998/03-98/demirguc.htm

Dewatripont, M., & Tirole, J. (1994). *The prudential regulation of banks*. Cambridge, MA: MIT Press.

Ferreira, R. A., Noronha, A. C., Tabak, B. M. & Cajueiro, D. O. (2010, novembro). *O comportamento cíclico do capital dos bancos brasileiros* (Trabalhos para Discussão Nº 222). Brasília, DF: Banco Central do Brasil. Disponível em: https://www.bcb.gov.br/pec/wps/port/TD222.pdf

Friedman, J. (2011). Capitalism and the crisis: Bankers, bonuses, ideology, and ignorance. In J. Friedman (Ed.), *What caused the financial crisis* (pp. 1–66). Berlin, Boston: University of Pennsylvania Press.

Giammarino, R. M., Lewis, T. R. & Sappington, D. E. M. (1993). An incentive approach to banking regulation. *The Journal of Finance*, *48*(4), 1523–1542. doi: 10.1111/j.1540-6261.1993.tb04766.x

Gorton, G., & Winton, A. (2003). Financial intermediation. In G. M. Constantinides, M. Harris & R. M. Stulz (Eds.), *Handbook of the economics of finance* (pp. 431–552). Amsterdam: Elsevier.

Gurný, P., & Gurný, M. (2013). Comparison of credit scoring models on probability of default estimation for US banks. *Prague Economic Papers*, *22*(2), 163–181. doi: 10.18267/j.pep.446

Halling, M., & Hayden, E. (2006, maio). *Bank failure prediction: A two-step survival time approach.* doi: 10.2139/ssrn.904255

Hogan, T. L. (2015). Capital and risk in commercial banking: A comparison of capital and risk-based capital ratios. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, *57*, 32–45. doi: 10.1016/j.qref.2014.11.003

Hogan, T. L., Meredith, N. R. & Pan, X. H. (2015). Risk-based capital regulation revisited: Evidence from the early 2000s. *Journal of Financial Regulation and Compliance*, *23*(2), 115–134. doi: 10.1108/JFRC-02-2014-0006

Horvitz, P. M. (1984). Deposit insurance after deregulation: A residual role for regulation. In *Proceedings of the Ninth Annual Conference*. San Francisco: Federal Home Loan Bank of San Francisco.

Hosmer, D. W., Lemeshow, S. & Sturdivant, R. X. (2013). *Applied logistic regression* (3ª ed.). Hoboken, NJ: John Wiley & Sons.

Jabecki, J. (2009). The impact of Basel I capital requirements on bank behavior and the efficacy of monetary policy. *International Journal of Economic Science and Applied Research*, *2*(1), 16–35.

Jacques, K., & Nigro, P. (1997). Risk-based capital, portfolio risk, and bank capital: A simultaneous equations approach. *Journal of Economics and Business*, *49*(6), 533–547.

Kim, D., & Santomero, A. M. (1998). Risk in banking and capital regulation. *Journal of Finance*, *43*(5), 1219–1233.

Koehn, M., & Santomero, A. M. (1980). Regulation of bank capital and portfolio risk. *Journal of Finance*, *35*(5), 1235–1244.

Maddala, G. S. (1983). *Limited-dependent and qualitative variables in econometrics*. New York, NY: Cambridge University Press.

Martin, D. (1977). Early warning of bank failure: A *logit* regression approach. *Journal of Banking & Finance*, *1*(3), 249–276.

Ness, W., Jr.. (2000). Reducing government bank presence in the Brazilian financial system: Why and how. *Quarterly Review of Economics and Finance*, *40*(1), 71–84.

Ploeg, S. v. d. (2010). *Bank default prediction models: A comparison and an application to credit rating transitions* (Master Thesis, Erasmus University Rotterdam). Disponível em: https://thesis.eur.nl/pub/6470/

Rochet, J. C. (1992). Capital requirements and the behaviour of commercial banks. *European Economic Review*, *36*(5), 1137–1178.

Sales, A. S., & Tannuri-Pianto, M. E. (2007). *Explaining banking failures in Brazil: Micro, macro and contagion effects (1994–1998)* (Working Paper Nº 147). Banco Central do Brasil. Disponível em: https://www.bcb.gov.br/pec/wps/ingl/wps147.pdf

Santos, J. A. C. (2001). Bank capital regulation in contemporary banking theory: A review of the literature. *Financial Markets, Institutions & Instruments*, *10*(2), 41–84.

Sanvicente, A. Z., & Minardi, A. M. A. F. (1998). *Identificação de indicadores contábeis significativos para a previsão de concordata de empresas* (Financelab Working Paper Nº 3). São Paulo: IBMEC.

Schaeck, K., & Cihák, M. (2007, setembro). *Banking competition and capital ratios* (Working Paper Nº 07/216). International Monetary Fund. Disponível em: https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2016/12/31/Banking-Competition-and-Capital-Ratios-21299

Shumway, T. (2001). Forecasting bankruptcy more accurately: A simple hazard model. *Jounal of Business*, *74*(1), 01–124.

Thakor, A. V. (1996). Capital requirements, monetary policy, and aggregate bank lending: Theory and evidence. *Journal of Finance*, *51*(1), 279–324.

Vanhoose, D. (2007). Theories of bank behavior under capital regulation. *Journal of Banking and Finance*, *31*(12), 3680–3697.

Vilén, M. (2010). *Predicting failures of large U.S. commercial banks* (Master's Thesis, Aalto University, Helsinki, Finland). Disponível em: http://epub.lib.aalto.fi/en/ethesis/pdf/12401/hse_ethesis_12401.pdf

Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric analysis of cross section and panel data* (2ª ed.). Cambridge, MA: MIT Press.

Zmijewski, M. E. (1984). Methodological issues related to the estimation of financial distress prediction models. *Journal of Accounting Research*, *22*, 59–82.

APÊNDICE A. RESULTADOS DOS MODELOS BÁSICOS

Tabela A-1. Resultados das estimativas dos modelos *logit*.

Variáveis explicativas	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
IBS	−0,734**	−3,711***	−4,340***	−4,161***	−0,787**	−4,002***	−7,000***	−6,980***
	(0,288)	(1,271)	(1,116)	(1,425)	(0,344)	(1,134)	(2,238)	(2,248)
Capitalização	–	–	–	–	–	–	3,110*	3,300*
							(1,850)	(1,874)
Mix_Depositos_Vista	–	–	–	–	–	–	−1,907	−1,177
							(2,415)	(2,511)
Mix_Depositos_Prazo	–	−0,001	−0,001	−0,001	–	−0,001	0,000	0,000
		(0,010)	(0,016)	(0,013)		(0,010)	(0,009)	(0,009)
Liquidez	–	−1,529	−1,748	−1,403	–	–	–	–
		(1,452)	(1,318)	(1,459)				
Liquidez_2	–	–	–	–	−0,272*	−0,353	−0,470	−0,455
					(0,151)	(0,281)	(0,441)	(0,374)
TVM_Livre_Risco	–	0,000	0,000	0,000	–	0,000	0,000	0,000
		(0,000)	(0,000)	(0,000)		(0,000)	(0,000)	(0,000)
ROA	–	–	–	–	–	–	–	0,000
								(0,000)
ROE	–	0,019	0,019*	0,022*	0,024*	0,021*	0,021*	0,021*
		(0,012)	(0,011)	(0,013)	(0,013)	(0,011)	(0,011)	(0,011)
Ln_Ativo_Tot	–	−0,184	−0,263**	−0,167	–	−0,241*	−0,206	−0,202
		(0,142)	(0,125)	(0,148)		(0,138)	(0,139)	(0,139)
Emp_Ext	–	–	–	–	–	−1,699	−1,417	−1,409
						(2,931)	(3,039)	(3,062)
Emp_Ext_2	–	0,022	0,942**	0,021	–	–	–	–
		(0,046)	(0,399)	(0,043)				
Exposic_Credito	–	−1,490	−1,469	−1,419	–	–	–	–
		(1,447)	(1,310)	(1,450)				
PDD_prop	–	–	0,014	–	–	–	–	–
			(0,030)					
Provisionamento	–	1,627**	–	1,625*	1,287***	1,669**	1,661**	1,882**
		(0,805)		(0,832)	(0,380)	(0,671)	(0,776)	(0,899)
Prop_Emp_ Comercial	–	–	–	–	–	–	0,022	0,021
						–	(0,045)	(0,043)
Prop_Emp_Rural	–	−1,817	−1,591	−1,164	–	−0,253	−0,040	−0,187
		(2,143)	(1,884)	(2,069)		(1,907)	(2,051)	(2,085)
NIM	–	–	1,251	–	–	–	–	−0,947
			(1,578)					(1,739)
NOM	–	−2,592	–	−3,225	−0,473**	−2,687	−2,850	−2,952*
		(1,768)		(2,018)	(0,227)	(1,739)	(1,767)	(1,771)
Financiamento_Credito	–	–	–	–	–	−0,175	−0,192	−0,188
						(0,163)	(0,169)	(0,168)
Publico	–	–	−1,341	−2,159	−0,652	−2,220*	−1,810	−2,003
			(1,085)	(1,354)	(0,982)	(1,255)	(1,306)	(1,341)
Cons	−6,537***	−1,668	0,823	−1,854	−6,701	−0,652	−1,389	−1,484
	(0,837)	(3,483)	(2,685)	(3,630)	(0,906)	(3,036)	(3,086)	(3,083)
Log verossimilhança	-218,246	-163.798	-167,450	-161,946	-200,187	-164,516	-162,283	-161,966
LR chi2	6,77	60,17	52,87	63,88	31,01	58,74	63,20	63,84
Prob. > chi2	0,009	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Pseudo R^2	0,015	0,155	0,136	0,165	0,072	0,152	0,163	0,165
Instituições	306	269	269	269	306	269	269	269
Observações	6147	4857	4857	4857	6126	4857	4857	4857

Notas: * $p < 0{,}10$; ** $p < 0{,}05$; *** $p < 0{,}01$.

Tabela A-2. Resultados das estimativas dos modelos *logit* em *odds ratio*.

Variáveis explicativas	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
IBS	0,480**	0,024***	0,013***	0,016***	0,455**	0,018***	0,0009***	0,0009***
	(0,138)	(0,031)	(0,015)	(0,022)	(0,156)	(0,021)	(0,002)	(0,002)
Capitalização	–	–	–	–	–	–	22,430*	27,124*
							(41,516)	(50,833)
Mix_Depositos_Vista	–	–	–	–	–	–	0,149	0,308
							(0,359)	(0,774)
Mix_Depositos_Prazo	–	0,999	0,999	0,999	–	0,999	1,000	1,000
		(0,010)	(0,016)	(0,013)		(0,010)	(0,009)	(0,009)
Liquidez	–	0,217	0,174	0,246	–	–	–	–
		(0,315)	(0,230)	(0,359)				
Liquidez_2	–	–	–	–	0,762*	0,703	0,625	0,634
					(0,115)	(0,197)	(0,276)	(0,237)
TVM_Livre_Risco	–	1	1	1	–	1	1	1
		(0,000)	(0,000)	(0,000)		(0,000)	(0,000)	(0,000)
ROA	–	–	–	–	–	–	–	0,999
								(0,000)
ROE	–	1,019	1,019*	1,022*	1,025*	1,021*	1,021*	1,021*
		(0,012)	(0,013)	(0,013)	(0,013)	(0,012)	(0,012)	(0,012)
Ln_Ativo_Tot	–	0,832	0,769**	0,817	–	0,786*	0,813	0,817
		(0,118)	(0,096)	(0,114)		(0,109)	(0,113)	(0,114)
Emp_Ext	–	–	–	–	–	0,183	0,242	0,244
						(0,536)	(0,737)	(0,749)
Emp_Ext_2	–	1,022	2,565**	1,021	–	–	–	–
		(0,047)	(1,023)	(0,044)				
Exposic_Credito	–	0,225	0,230	0,242	–	–	–	–
		(0,326)	(0,302)	(0,351)				
PDD_prop	–	–	1,014	–	–	–	–	–
			(0,031)					
Provisionamento	–	5,091**	–	5,079*	3,623***	5,305**	5,265**	6,567**
		(4,099)		(4,226)	(1,377)	(3,558)	(4,087)	(5,902)
Prop_Emp_Comercial	–	–	–	–	–	–	1,022	1,021
							(0,046)	(0,044)
Prop_Emp_Rural	–	0,162	0,204	0,312	–	0,777	0,961	0,829
		(0,348)	(0,384)	(0,646)		(1,481)	(1,971)	(1,729)
NIM	–	–	3,494	–	–	–	–	0,388
			(5,514)					(0,674)
NOM	–	0,075	–	0,040	0,623**	0,068	0,058	0,052*
		(0,132)		(0,080)	(0,141)	(0,118)	(0,102)	(0,092)
Financiamento_Credito	–	–	–	–	–	0,839	0,825	0,829
						(0,137)	(0,139)	(0,139)
Publico	–	–	0,262	0,115	0,521	0,109*	0,164	0,135
			(0,284)	(0,156)	(0,512)	(0,136)	(0,214)	(0,181)
Cons	0,001***	0,186	2,278	0,157	0,001	0,521	0,249	0,227
	(0,001)	(0,657)	(6,117)	(0,569)	(0,001)	(1,582)	(0,770)	(0,699)
Log verossimilhança	-218,246	-163,798	-167,450	-161,946	-200,187	-164,516	-162,283	-161,966
LR chi2	6,77	60,17	52,87	63,88	31,01	58,74	63,20	63,84
Prob. > chi2	0,009	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Pseudo R^2	0,015	0,155	0,136	0,165	0,072	0,152	0,163	0,165
Instituições	306	269	269	269	306	269	269	269
Observações	6147	4857	4857	4857	6126	4857	4857	4857

Notas: * $p < 0{,}10$; ** $p < 0{,}05$; *** $p < 0{,}01$.

Tabela A-3. Resultados das estimativas dos modelos de sobrevivência com distribuição log-logística (*times ratios*).

Variáveis explicativas	(1)	(4)
IBS	16,312***	2627,186***
	(13,950)	(5011,504)
Mix_Depositos_Prazo	–	1,002
		(0,049)
Liquidez	–	3,547
		(4,168)
TVM_Livre_Risco	–	1
		(0,000)
ROE	–	0,978
		(0,031)
Ln_Ativo_Tot	–	1,518***
		(0,201)
Emp_Ext_2	–	0,991
		(0,036)
Exposic_Credito	–	8,955*
		(10,949)
Provisionamento	–	0,235*
		(0,183)
Prop_Emp_Rural	–	2,939
		(5,484)
NOM	–	11,896*
		(15,943)
Cons	140,976***	0,003**
	(52,621)	(0,008)
Log likelihood	−145,669	−99,991
LR chi2	16,89	66,96
Prob. > chi2	0,0000	0,0000
Pseudo R^2	0,0548	0,2508
Instituições	306	269
Falências	37	33
Observações	6122	4857

Notas: * $p < 0{,}10$; ** $p < 0{,}05$; *** $p < 0{,}01$. Valores em *times ratios* (TR), com erro padrão em parêntesis.

APÊNDICE B. AVALIAÇÃO DA ROBUSTEZ DOS RESULTADOS

Tabela B-4. Estimativas dos modelos *logit*, para o período 1998–2014.

Variáveis explicativas	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)[a]	(6)	(7)[a]	(8)
IBS	−0,436**	−3,266*	−10,215***	−10,379***	−1,669*	−9,794***	−21,020**	−23,192***
	(0,218)	(1,981)	(3,083)	(3,091)	(0,978)	(2,626)	(8,972)	(8,411)
Capitalização	–	–	–	–	–	–	7,406*	9,004**
							(4,162)	(4,002)
Mix_Depositos_Vista	–	–	–	–	–	–	−8,276	−2,266
							(9,097)	(9,534)
Mix_Depositos_Prazo	–	2,629	2,890*	3,204*	–	1,444	2,140	3,151
		(1,851)	(1,758)	(1,753)		(1,438)	(2,181)	(2,462)
Liquidez	–	−4,011*	−2,938	−4,083*	–	–	–	–
		(2,409)	(2,394)	(2,438)				
Liquidez_2	–	–	–	–	−0,314	−0,776**	−1,649*	−1,519**
					(0,296)	(0,319)	(0,852)	(0,709)
TVM_Livre_Risco	–	8,77e-08	9,08e-08	9,89e-08*	–	9,94e-08**	1,75e-07*	2,40e-07*
		(5,72e-08)	(5,56e-08)	(5,12e-08)	–	(4,8e-08)	(1,00e-07)	(1,33e-07)
ROA	–	–	–	–		–	–	−5,886
								(6,205)
ROE	–	0,066	0,051	0,049	0,117*	0,056	0,076	0,014
		(0,045)	(0,038)	(0,038)	(0,060)	(0,037)	(0,069)	(0,078)
Ln_AtivoTot	–	−0,089	−0,310	−0,197	–	−0,393*	−0,261	−0,297
		(0,192)	(0,218)	(0,201)		(0,203)	(0,344)	(0,319)
Emp_Ext	–	–	–	–	–	–	1,203	−0,158
							(2,926)	(5,758)
Emp_Ext_2	–	0,055	1,299***	0,019*	–	–	–	–
		(1,854)	(0,439)	(0,094)				
Exposic_Credito	–	−1,303	0,044	−1,567	–	–	–	–
		(1,820)	(1,859)	(1,862)				
PDD_prop	–	–	0,041	–	–	–	–	–
			(0,054)					
Provisionamento	–	1,291	–	1,352	1,374**	1,344*	4,143	1,101
		(1,691)		(1,103)	(0,558)	(0,705)	(3,947)	(7,030)
Prop_Emp_Comercial	–	–	–	–	–	–	0,080	−0,002
							(0,233)	(0,040)
Prop_Emp_Rural	–	−0,740	−0,220	1,092	–	0,267	−0,105	−0,168
		(2,391)	(1,594)	(1,508)		(1,795)	(3,845)	(3,476)
NIM	–	–	−4,023	–	–	–	–	−10,740
			(4,097)					(7,331)
NOM	–	−2,241	–	−5,283	−4,377*	−4,526	−8,983*	−6,265
		(2,498)		(2,999)	(2,456)	(3,272)	(5,136)	(6,578)
Financiamento Credito	–	–	–	–	–	−0,023	−0,060	−0,047
						(0,090)	(0,189)	(0,172)
Cons	−5,753***	−4,398	0,615	−1,589	−10,030***	2,383	−3,486	−2,669
	(0,270)	(5,272)	(4,504)	(4,267)	(1,186)	(4,311)	(9,095)	(7,839)
Log verossimilhança	−94,751	−59,013	−53,951	−52,394	−74,072[a]	−57,031	−54,452[a]	−49,930
LR chi2	2,04	54,91	65,04	68,15	31,04[a]	58,88	64,03[a]	73,08
Prob. > chi2	0,1531	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000[a]	0,0000	0,0000[a]	0,0000
Pseudo R^2	0,0107	0,3175	0,3761	0,3941	0,1732[a]	0,3404	0,3703[a]	0,4226
Instituições	250	219	219	219	250	219	219	219
Observações	4824	3737	3737	3737	4803	3737	3737	3737

Notas: * $p < 0{,}10$; ** $p < 0{,}05$; *** $p < 0{,}01$. Resultados em valores diretos, comparáveis aos resultados da Tabela A-1 (não estão em *odds ratios*). [a] Denota modelos cujas maximizações da verossimilhança não convergiram. Os resultados dos coeficientes para a variável *Público* foram omitidos em razão de não serem estatisticamente significativos em qualquer dos modelos.

Tabela B-5. Estimativas dos modelos *logit* com *dummy* 1995–97.

Variáveis explicativas	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
IBS	−0,4199***	−2,5140***	−2,9884***	−2,7204***	−0,4443**	−2,8767***	−5,4982***	−5,3758***
	(0,1482)	(0,8451)	(0,8997)	(0,8971)	(0,1774)	(0,8908)	(1,7556)	(1,7561)
Capitalização	–	–	–	–	–	–	2,7480*	2,8766*
							(1,5473)	(1,5286)
Mix_Depo-sitos_Vista	–	–	–	–	–	–	−0,6335	0,1989
							(1,9856)	(2,0933)
Mix_Depositos_Prazo	–	−0,0011	−0,0013	−0,0013	–	−0,0012	−0,0003	−0,0003
		(0,0093)	(0,0139)	(0,0127)		(0,0094)	(0,088)	(0,087)
Liquidez	–	−1,7117	−1,8371	−1,7440	–	–	–	–
		(1,2443)	(1,1587)	(1,2509)				
Liquidez_2	–	–	–	–	−0,2208	−0,3233*	−0,4193	−0,3922
					(0,0872)	(0,1896)	(0,2529)	(0,2224)
TVM_Livre_Risco	–	4,5e-08	2,4e-09	4,0e-08	–	4,5e-08	5,1e-08	6,1e-08
		(4,1e-08)	(3,9e-08)	(4,0e-08)		(3,5e-08)	(4,3e-08)	(4,5e-08)
ROA	–	–	–	–	–	–	–	-6,9e-07
								(0,0004)
ROE	–	0,0098	0,1080	0,0125	0,0106	0,0132	0,0128	0,01252
		(0,0092)	(0,0079)	(0,0090)	(0,0074)	(0,0094)	(0,0090)	(0,0089)
Ln_AtivoTot	–	−0,10212	−0,1513	−0,0713	–	−0,1428	0,1139	−0,1086
		(0,1123)	(0,1043)	(0,1129)		(0,1170)	(0,1164)	(0,1152)
Emp_Ext	–	–	–	–	–	−1,1766	−0,9861	−1,1686
						(2,2707)	(2,3106)	(2,3560)
Emp_Ext_2	–	0,0183	0,7756***	0,01723	–	–	–	–
		(0,0452)	(0,2694)	(0,03898)				
Exposic_Credito	–	−1,24736	−0,8850	−1,10851	–	–	–	–
		(1,21964)	(1,0810)	(1,17615)				
PDD_prop	–	–	0,0147	–	–	–	–	–
			(0,0203)					
Provisionamento	–	1,1483***	–	1,07359**	0,9506***	1,2609***	1,1452**	1,2670*
		(0,5297)		(0,52852)	(0,2143)	(0,4876)	(0,5459)	(0,6680)
Prop_Emp_Comercial	–	–	–	–	–	–	0,0193	0,0172
							(0,0266)	(0,0263)
Prop_Emp_Rural	–	−1,1336	−0,6128	−0,3669	–	−0,1453	−0,0670	−0,1612
		(1,6861)	(1,3963)	(1,4985)		(1,5107)	(1,6177)	(1,6339)
NIM	–	–	0,8372	–	–	–	–	−0,9867
			(1,305)					(1,4036)
NOM	–	−1,9512	–	−2,5155*	−0,2709**	−2,1871	−2,2449	−2,4669
		(1,3636)		(1,470)	(0,1250)	(1,4396)	(1,4513)	(1,5368)
Financiamento Credito	–	–	–	–	–	−0,1274	−0,1431	−0,1383
						(0,1326)	(0,1387)	(0,1359)
Publico	–	–	−1,3728	−1,8538*	−0,6693	−1,9804**	−1,7468	−1,9941*
			(0,8713)	(0,9796)	(0,6060)	(1,0135)	(1,0774)	(1,1555)
Dummy 95-97	1,7869***	1,3512***	1,4786***	1,5138***	1,9622***	1,2927***	1,3074***	1,3393***
	(0,3412)	(0,4553)	(0,4141)	(0,4478)	(0,3663)	(0,4651)	(0,4789)	(0,4797)
Cons	−5,7528***	−2,8463	−1,2316	−3,2555	−5,8325***	−2,3323	−2,9124	−3,0013
	(0,2826)	(2,5230)	(2,2537)	(2,5523)	(0,3044)	(2,5006)	(2,4955)	(2,4821)
Log verossimilhança	-209,41	-160,51	-162,42	-157,98	-191,56	-161,74	-159,75	-159,34
LR chi2	24,27	66,75	62,92	71,80	48,27	64,30	68,27	69,09
Prob. > chi2	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Pseudo R^2	0,0548	0,1721	0,1623	0,1852	0,1119	0,1658	0,1761	0,1782
Instituições	306	269	269	269	306	269	269	269
Observações	6147	4857	4857	4857	6126	4857	4857	4857

Notas: * $p < 0{,}10$; ** $p < 0{,}05$; *** $p < 0{,}01$. Resultados em valores diretos, comparáveis aos resultados da Tabela A-1 (não estão em *odds ratios*).

Tabela B-6. Estimativas dos modelos *logit* com *dummies* anuais.

Variáveis explicativas	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
IBS	−0,403*	−3,045**	−3,161***	−3,148***	−0,396*	−3,006**	−5,291***	−5,287***
	(0,233)	(1,547)	(0,965)	(1,394)	(0,240)	(1,200)	(1,887)	(1,915)
Capitalização	–	–	–	–	–	–	2,491	2,705*
							(1,600)	(1,628)
Mix_Depo-sitos_Vista	–	–	–	–	–	–	−0,727	0,453
							(2,135)	(2,209)
Mix_Depositos_Prazo	–	−0,001	−0,002	−0,001	–	−0,001	0,000	0,000
		(0,0105)	(0,016)	(0,014)		(0,008)	(0,008)	(0,007)
Liquidez	–	−1,502	−1,739	−1,535	–	–	–	–
		(1,436)	(1,183)	(1,378)				
Liquidez_2	–	–	–	–	−2,900**	−0,444*	−0,524*	−0,540*
					(0,125)	(0,264)	(0,301)	(0,301)
TVM_Livre_Risco	–	7,0e-08	4,5e-09	6,1e-08	–	5,1e-08	6,4e-08	6,7e-08
		(6,1e-08)	(4,4e-08)	(5,4e-08)		(4,4e-08)	(4,7e-08)	(4,8e-08)
ROA	–	–	–	–	–	–	–	-7,5e-08
								(0,000)
ROE	–	0,014	0,012	0,015	0,010	0,015	0,014	0,138
		(0,012)	(0,008)	(0,011)	(0,008)	(0,011)	(0,010)	(0,009)
Ln_AtivoTot	–	−0,102	−0,150	−0,058	–	−0,118	−0,077	−0,067
		(0,140)	(0,111)	(0,134)		(0,131)	(0,125)	(0,121)
Emp_Ext	–	–	–	–	–	−1,493	−1,630	−1,573
						(2,528)	(2,515)	(2,450)
Emp_Ext_2	–	0,022	0,903**	0,019	–	–	–	–
		(0,056)	(0,362)	(0,046)				
Exposic_Credito	–	−1,218	−0,880	−1,012	–	–	–	–
		(1,420)	(1,132)	(1,336)				
PDD_prop	–	–	0,015	–	–	–	–	–
			(0,020)					
Provisionamento	–	1,606*	–	1,508	1,070***	1,647***	1,488**	1,660**
		(0,825)		(0,732)	(0,276)	(0,629)	(0,627)	(0,708)
Prop_Emp_Comercial	–	–	–	–	–	–	0,019	0,016
							(0,027)	(0,026)
Prop_Emp_Rural	–	−0,959	−0,378	−0,095	–	0,448	0,222	0,071
		(1,982)	(1,393)	(1,687)		(1,552)	(1,616)	(1,627)
NIM	–	–	1,163	–	–	–	–	−0,749
			(1,441)					(1,539)
NOM	–	−2,460	–	−2,869	−0,338**	−2,525	−2,445*	−2,426
		(1,808)		(1,760)	(0,144)	(1,584)	(1,443)	(1,372)
Financiamento Credito	–	–	–	–	–	−0,138	−0,146	−0,147
						(0,136)	(0,135)	(0,130)
Publico	–	–	−1,356	−2,104*	−0,674	−2,255	−1,985	−2,320*
			(0,875)	(1,160)	(0,607)	(1,133)	(1,114)	(1,198)
Dummies anuais	ñ. sig.	ñ. sig.	ñ. sig.	ñ. sig.	ñ. sig.	ñ. sig.	ñ. sig.	ñ. sig.
Cons	−27,065	−26,734	−19,870	−24,534	−26,900	−22,641	−24,109	−24,445
	(48455,4)	(166223,6)	n.d.	(40130,6)	(48129,2)	(25251,6)	(36660,5)	(40024,5)
Log verossimilhança	197,61	−149,12	−151,81	−146,54	−180,24	−149,39	−147,63	−147,10
LR chi2	47,86	89,54	84,15	94,69	70,91	88,99	92,52	93,56
Prob. > chi2	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Pseudo R^2	0,1080	0,2309	0,2170	0,2442	0,1644	0,2295	0,2386	0,2413
Instituições	306	269	269	569	306	269	269	269
Observações	6147	4857	4857	4857	6126	4857	4857	4857

Notas: * $p < 0{,}10$; ** $p < 0{,}05$; *** $p < 0{,}01$. Resultados em valores diretos, comparáveis aos da Tabela A-1 (*não* estão em *odds ratios*). Os resultados dos coeficientes das dummies anuais foram omitidos por não apresentarem significância estatística ou porque a estimação não permitiu sequer o cálculo dos erros-padrão para os seus coeficientes, como no caso do modelo 3 (o mesmo valendo para a constante deste último).

Tabela B-7. Estimativas dos modelos de sobrevivência sob hipótese de distribuição log-logística; período 1998–2014, *dummy* 1995–97 e *dummies* anuais; *times ratios*.

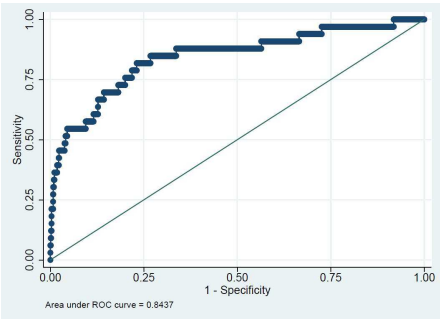
Variáveis explicativas	(8) Período 1998–2014	(4) Dummy 95–97	(4) Dummies Anuais
IBS	17152264,2*** (2,87)	27,9844*** (3,32)	1,4397* (1,65)
Capitalização	0,0316 (-1,59)	–	–
Mix_Depositos_Vista	0,2475 (-0,59)	–	–
Mix_Depositos_Prazo	0,5142 (-0,81)	1,0160 (0,14)	1,0008 (0,02)
Liquidez	–	1,7460 (0,90)	1,2186 (1,34)
Liquidez_2	2,4300 (0,92)	–	–
TVM_Livre_Risco	1 (-0,97)	1 (-0,67)	1 (-1,20)
ROA	19,04237 (0,76)	–	–
ROE	1,0288 (0,44)	0,9863 (-0,85)	0,9938 (-1,29)
Ln_Ativo_Tot	1,4072** (2,35)	1,1566** (2,01)	1,0157 (0,97)
*Emp_Ext_*	4,9687 (0,56)	–	–
Emp_Ext_2	–	0,9941 (-0,30)	0,9997 (-1,13)
Exposic_Credito	–	2,2404 (1,21)	1,2372 (1,53)
Provisionamento	0,5643 (-0,15)	0,5318 (-1,61)	0,8788 (-1,20)
Prop_Emp_Comercial	1,0009 (0,01)	–	–
Prop_Emp_Rural	1,5647 (0,29)	0,9866 (-0,02)	0,9125 (-0,59)
NIM	24,6425 (1,02)	–	–
NOM	4,6398 (0,43)	4,2236* (1,72)	1,4000* (1,92)
Financiamento Crédito	1,0168 (0,22)		
Público	9,39e+18 (0,00)	2,3641* (1,74)	1,1709* (1,67)
Dummies Anuais	–	–	ñ. sig.
Dummy 95--97	–	0,1940*** (-6,96)	–
Log likelihood	−18,37	−88,19	−66,26
LR chi2	64,57	90,57	134,42
Prob. > chi2	0,0000	0,0000	0,0000
Pseudo R^2	0,6373	0,3393	0,5036
Instituições	219	269	269
Falências	13	33	33
Observações	3729	4849	4849

Notas: * $p < 0{,}10$; ** $p < 0{,}05$; *** $p < 0{,}01$. Resultados em *times ratios*, com estatística z entre parênteses (comparáveis aos da Tabela A-3). Os coeficientes das *dummies* anuais foram omitidos por não apresentarem significância estatística. A frequência das observações é semestral e o período de estimação é de 1995.02 a 2014.02, exceto para o Modelo 8, em que o período amostral é de 1998.01 a 2014.02.

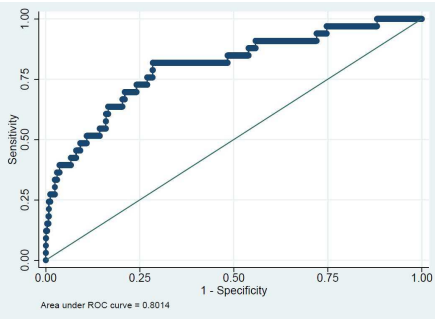
APÊNDICE C.

Figura C-1. Curvas *ROC* – Modelos base 1 a 8 (*logit*).

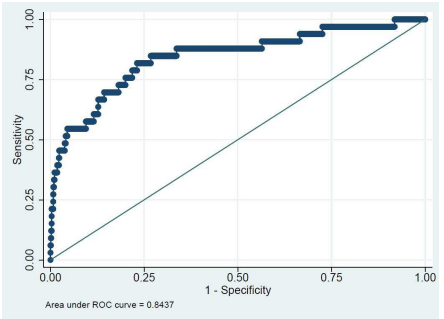
(a) Modelo 1



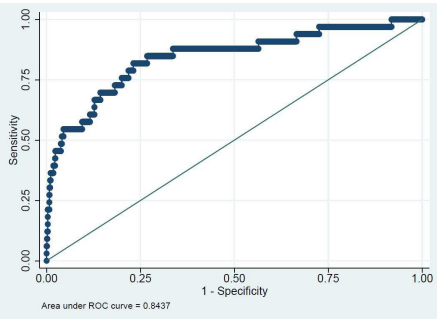
(b) Modelo 2



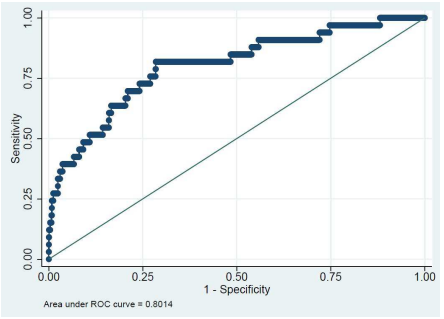
(c) Modelo 3



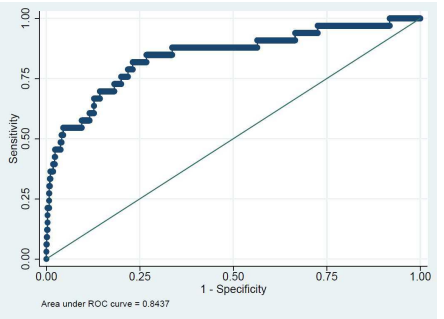
(d) Modelo 4



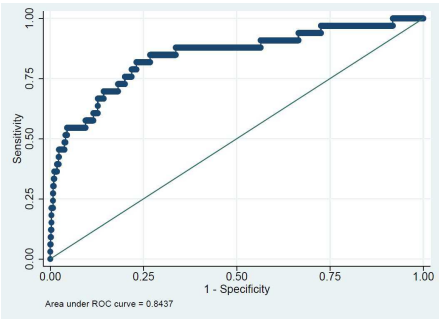
(e) Modelo 5



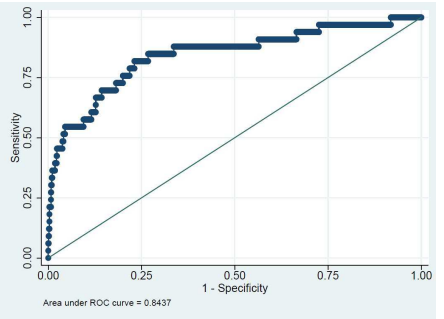
(f) Modelo 6



(g) Modelo 7



(h) Modelo 8



r b e

ISSN 1806-9134 (online)
DOI 10.5935/0034-7140.20180006
Revista Brasileira de Economia, **72**(1), 117–143

Política Monetária e Preços dos Imóveis no Brasil: Uma análise a partir de um modelo DSGE*

Marcelo Eduardo Alves da Silva†
Cássio da Nóbrega Besarria‡

Sumário: **1. Introdução; 2. O comportamento recente dos preços dos imóveis no Brasil; 3. Estimação da função de reação do Banco Central; 4. Modelo DSGE; 5. Estimação do Modelo DSGE; 6. Conclusão; Apêndice A. Estimação FIML do modelo estrutural; Apêndice B. Distribuições a priori e a posteriori dos parâmetros; Apêndice C. Funções de resposta à impulso.**

Palavras-chave: **Preços das Habitações, GMM, DSGE, Política Monetária.**

Códigos JEL: **E52, E58, E44.**

Este artigo avalia se o comportamento recente do Banco Central do Brasil sugere que a política monetária tem reagido a mudanças nos preços das habitações. Para responder a esta questão, utilizam-se duas estratégias. Num primeiro momento, são estimadas funções de reação utilizando métodos de equações simples por meio de Mínimos Quadrados Ordinários, Métodos dos Momentos Generalizados e *Full Information Maximum Likelihood*. Em um segundo momento, utiliza-se um método de informação completa Bayesiano para estimar funções de reação do banco central dentro de um modelo Dinâmico Estocástico de Equilíbrio Geral. Os resultados sugerem que os preços das habitações tem entrado explicitamente no processo decisório da política monetária no Brasil.

This paper evaluates whether the recent behavior of the Brazilian Central Bank suggests that monetary policy has reacted to changes in housing prices. To answer this question, two strategies are implemented. Initially, we estimate central bank reaction functions using simple equations methods by Ordinary Least Squares, Generalized Methods of Moments and Full Information Maximum Likelihood. In a second step, we use Bayesian complete information method to estimate central bank reaction functions within a Dynamic Stochastic General Equilibrium model. The results suggest that housing prices have explicitly entered in the decision making process of monetary policy in Brazil.

*Somos gratos aos participantes dos Seminários no PPGE/UFRGS e no PIMES/UFPE, em especial agradecemos os comentários de Marcelo Portugal e Nelson Santos. Agradecemos ainda os valiosos comentários e sugestões de um parecerista anônimo. Erros remanescentes são de nossa responsabilidade. Os autores agradecem ainda o suporte financeiro da Fundação de Amparo a Ciência e Tecnologia do Estado de Pernambuco – FACEPE.

†Departamento de Economia, Universidade Federal de Pernambuco e PIMES/UFPE. Email: Email: marcelo.easilva@ufpe.br

‡Departamento de Economia, Universidade Federal da Paraíba Email: Email: cassiobesarria@ccsa.ufpb.br

Recebido em 13 de março de 2017
Aceitação final em 27 de setembro de 2017

This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License.

1. INTRODUÇÃO

Flutuações acentuadas nos preços dos ativos não são necessariamente uma novidade na economia, ao menos desde o século 17, com a bolha nos preços das tulipas, têm-se notícias de períodos de "*boom-busts*" nos preços dos ativos e de suas consequências adversas sobre a dinâmica macroeconômica.[1] O caso mais recente, no entanto, a crise Subprime nos Estados Unidos, reacendeu o debate sobre como a política monetária deve se comportar em períodos de rápida expansão nos preços dos ativos e que medidas deveriam ser adotadas não apenas para reduzir os impactos adversos, mas também para prevenir que tais períodos de "*boom-busts*" nos preços dos ativos ocorram.

O caso brasileiro, em particular, desperta interesse pelos aumentos expressivos observados nos preços dos imóveis nos últimos anos, o que levanta questões sobre seus impactos sobre a economia e sobre como a política monetária deveria se comportar (ou tem se comportado) diante deste cenário.[2] Embora a questão normativa seja importante, este artigo toma uma perspectiva positiva, investigando se, e em que medida, o banco central brasileiro tem reagido diante do comportamento recente nos preços das habitações. Para alcançar este objetivo são utilizadas duas estratégias principais. A primeira, seguindo uma relativamente longa tradição na literatura, são estimadas funções de reação do banco central utilizando equações simples, com a inclusão dos preços das habitações, como um dos argumentos da equação. A segunda estratégia segue uma abordagem mais recente de se utilizar modelos Dinâmicos Estocásticos de Equilíbrio Geral (DSGE) para se estimar funções de reação e com isto produzir inferências sobre o comportamento da política monetária (Lubik & Schorfheide, 2007; Finocchiaro & Von Heideken, 2013).

A essência da interação entre o canal do mercado habitacional na transmissão da política monetária está pautada nos estímulos que são criados devido à expansão nos preços das habitações e os consequentes efeitos sobre o consumo das famílias e, por conseguinte, na inflação. O aumento nos preços das habitações se traduz não apenas em aumentos na riqueza das famílias, mas também pode significar um alívio nas restrições de colateral, ampliando a capacidade de endividamento das famílias e, por conseguinte, em aumento no consumo das mesmas. Com isso, quanto maior a sensibilidade das decisões de consumo das famílias em relação ao efeito riqueza e à flexibilização das restrições de financiamento, mais vulneráveis essas estarão a mudanças nos preços das habitações.

Neste contexto, os preços dos ativos são muitas vezes vistos pelos bancos centrais como uma variável importante, com capacidade de influenciar a dinâmica macroeconômica e, em particular, a inflação. Uma questão igualmente crucial, no entanto, é saber se os bancos centrais deveriam reagir explicitamente a alterações nos preços dos ativos. A literatura iniciou esta discussão a partir da formulação de regras de taxas de juros que diferiam da versão original de Taylor (1993) ao incluir novos elementos, desde à inclusão de expectativas de inflação à incorporação de variáveis que representassem o comportamento do mercado de ativos.

Em relação à inclusão dos preços dos ativos, esse não é um debate recente e não há consenso quanto à resposta da política monetária aos desalinhamentos nos preços dos ativos. Há autores como Cecchetti, Genberg, Lipsky & Wadhwani (2000), Goodhart & Hofmann (2000), Filardo (2000), Filardo (2001), Dupor (2002), e Roubini (2006), que são favoráveis a uma resposta ativa do banco central às flutuações nos preços dos ativos.

A principal razão é que uma expansão acentuada nos preços dos ativos provocaria distorções nos níveis de consumo e investimento e, portanto, na demanda agregada. Desta forma, ao responder a flutuações nos preços dos ativos, o banco central minimizaria tais distorções.

[1] Ao longo da história, diversos outros episódios de períodos de "*boom-busts*" nos preços dos ativos foram observados. O Japão em 1980, a DotCom (1995), a imobiliária nos Estados Unidos (2002–2006) e a Subprime mais recentemente.

[2] É importante destacar, que não estamos afirmando que o caso brasileiro se constitui uma bolha imobiliária. As evidências até o momento não são suficientes para concluir nesta direção. Ver, por exemplo, Besarria, Paes & Silva (na gráfica).

Por outro lado, autores como Bernanke, Gertler & Gilchrist (1999), Vickers (2000), Bernanke & Gertler (2001), Borio & Lowe (2002), e Kuttner (2011) são contra a resposta *explícita* da política monetária aos desalinhamentos nos preços dos ativos financeiros. Bernanke et al. (1999) argumentam que a política monetária por si só não é capaz de conter os efeitos nocivos da volatilidade nos preços dos ativos financeiros. Além disto, dada a maior volatilidade dos preços dos ativos *vis-à-vis* a inflação e o produto real, responder ativamente a mudanças nos preços dos ativos, poderia implicar em maior volatilidade da taxa de juros e, consequentemente, esta se tornaria mais uma fonte de instabilidade na economia.

A combinação ótima, se assim podemos afirmar, seria direcionar a taxa de juros, como instrumento principal da política monetária, para desvios da inflação esperada da meta de inflação e para o hiato do produto, e associar a ela medidas regulatórias direcionadas a evitar flutuações excessivas nos preços dos ativos. Se, por um lado, num regime de metas de inflação, a política monetária tenderia a conduzir a economia em direção à estabilidade macroeconômica — visto que, ao reagir à inflação esperada e ao hiato do produto, a taxa de juros seria capaz de acomodar as pressões inflacionárias ou deflacionárias causadas por elevações ou reduções nos preços dos ativos — por outro, para evitar o crescimento excessivo dos preços dos ativos e seu consequente impacto sobre a demanda agregada, a autoridade monetária deveria adotar uma postura regulatória mais firme por meio de políticas macroprudenciais. Desta forma, não haveria a necessidade de tentar controlar as flutuações nos preços dos ativos através de mudanças nas taxas de juros.

No contexto brasileiro, a preocupação com os preços dos ativos é recente, visto que grande parte do debate sobre o papel da política monetária no Brasil esteve voltado para o controle inflacionário. No entanto, pode ser verificada a partir dos trechos presentes na 139ª ata do Copom de dezembro de 2008, onde, no contexto da crise financeira mundial, torna-se explícita a preocupação em um possível repasse inflacionário e desestabilização financeira oriunda da volatilidade no preço dos ativos:

> *(...), o Copom avalia que, particularmente no curto prazo, o principal risco para a dinâmica inflacionária deriva da trajetória dos preços de ativos brasileiros, em meio a um processo de estreitamento das fontes de financiamento externo.*

Outro exemplo claro pode ser observado na 172ª reunião, de janeiro de 2013:

> *O Copom avalia que a demanda doméstica tende a se apresentar robusta, (...), em grande parte devido aos efeitos de fatores de estímulo, como o crescimento da renda e a expansão moderada do crédito. (...) Esses elementos e os desenvolvimentos no âmbito parafiscal e no mercado de ativos são partes importantes do contexto no qual decisões futuras de política monetária serão tomadas, com vistas a assegurar a convergência tempestiva da inflação para a trajetória de metas.*

Os trechos das atas, portanto, indicam uma certa preocupação da autoridade monetária com o comportamento dos preços dos ativos e sua influência sobre a demanda agregada e a dinâmica inflacionária. Este artigo objetiva, portanto, investigar até que ponto esta preocupação da autoridade monetária, conforme ilustrada nos trechos das atas acima, tem-se traduzido em uma resposta direta das taxas de juros a alterações nos preços dos ativos, em particular, dos preços das habitações.

Relacionado a este estudo, destacam-se Minella, Freitas, Goldfajn & Muinhos (2003); Policano & Bueno (2006); Borges Filho (2006); Klein (2007); e Furlani, Portugal & Laurini (2010). No entanto, nenhum destes estudos trata diretamente dos preços das habitações, sendo esta, portanto, uma das contribuições deste artigo. Uma contribuição secundária é que, diferentemente de grande parte dos estudos anteriores, que procederam com a estimação de funções de reação a partir de métodos de equações simples (*single equation estimation*), este estudo irá estimar as funções de reação no contexto de modelos DSGE, tal como

ocorreu nos estudos propostos por Smets & Wouters (2007); Lubik & Schorfheide (2007); e Finocchiaro & Von Heideken (2013).[3]

Os resultados das estimações tanto do modelo de equação simples quanto do modelo DSGE apontam para o fato de que o banco central tem reagido explicitamente a alterações nos preços das habitações no Brasil em anos recentes. A comparação da densidade marginal dos dados e da *posterior odds ratio* entre o modelo que incorpora explicitamente os preços dos ativos e um modelo que inclui uma versão mais "tradicional" da função de reação do banco central indica que o primeiro é melhor suportado pelos dados brasileiros. Portanto, os preços das habitações (e de outros ativos) tem sido considerado por parte do banco central no seu processo decisório da política monetária, conforme as citações acima parecem indicar.

Além desta introdução, o artigo apresenta cinco outras seções. Na seção 2 é apresentada uma descrição do comportamento recente do mercado habitacional brasileiro. A seção 3 apresenta a estimação da função de reação do Banco Central, por meio dos métodos de mínimos quadrados ordinários (MQO), método dos momentos generalizados (GMM) e *Full Information Maximum Likelihood* (FIML). A seção 4 apresenta o modelo DSGE. A seção 5 discute a estratégia de estimação dos parâmetros estruturais do modelo DSGE, assim como, os principais resultados da estimação. Por fim, são tecidas as considerações finais deste trabalho.

2. O COMPORTAMENTO RECENTE DOS PREÇOS DOS IMÓVEIS NO BRASIL

A crise Subprime, originada nos Estados Unidos e que teve repercussões no mundo inteiro, desencadeou uma série de políticas de estímulos na economia brasileira, com o objetivo de reduzir os impactos adversos da crise. Reduções dos impostos sobre Produtos Industrializados (IPI) e Operações Financeiras (IOF), estímulo ao crédito nos bancos públicos, política monetária expansionista, e políticas direcionadas ao mercado habitacional foram implementadas no período pós-crise e ajudaram na recuperação da economia brasileira em um primeiro momento. Em particular, pode-se argumentar que o setor habitacional deu sua parcela de contribuição para a relativa estabilidade econômica no período pós-crise. Os investimentos realizados neste setor provocaram uma espécie de efeito multiplicador em vários segmentos da atividade econômica, tais como: indústria de aço e cimento, móveis planejados, mercado de trabalho, tributos, dentre outros.

A implantação do programa "Minha Casa, Minha Vida", por exemplo, contribuiu positivamente para o relativo bom desempenho do setor da construção civil e que, certamente, reverberou efeitos positivos sobre a geração de renda, emprego e arrecadação governamental. Conforme descrito no relatório FGV Projetos (2014), os investimentos concluídos por este Programa abriu, diretamente, um total de 1,2 milhão de novos postos de trabalho, uma média de 244 mil por ano, que representou 23% do total de admitidos no segmento de edificações entre outubro de 2009 e junho de 2014 e 9% de todos os postos abertos no setor da construção no mesmo período. Além disso, gerou R$17,8 bilhões em tributos arrecadados diretamente da construção e outros R$15,7 bilhões da produção das demais atividades econômicas.

Esse melhor desempenho relativo do setor de construção civil e o da economia como um todo no período recente fica evidente quando se compara o crescimento do PIB agregado com o PIB da construção civil.

A Tabela 1 mostra que, à exceção do ano de 2014, a construção civil cresceu a taxas superiores em relação ao agregado e contribuiu para o bom desempenho da economia brasileira nos anos recentes. Este melhor desempenho relativo ajudou a ampliar a participação deste setor no PIB, saindo de 5%, em 2009, para 7%, em 2012. Tal como destacou Garcia (2010), se incluirmos a produção de material

[3]Uma exceção é Furlani et al. (2010) que estima um modelo DSGE para avaliar se o banco central brasileiro responde a alterações na taxa de câmbio.

Tabela 1. Taxa de variação – Setores e construção civil.

	Indústria	Construção Civil	Agropecuária	Serviços	PIB
2011	4,1	8,3	5,6	3,4	3,9
2012	0,1	2,8	−2,5	2,4	1,8
2013	1,8	4,7	7,9	2,5	2,7
2014	−1,2	−2,6	0,4	0,7	0,1

Notas: Elaboração própria com base nos dados do IBGE, Sistema de Contas Nacionais/IBGE.

de construção, definido como "*construbusiness*", o setor representou cerca de 9% do PIB nacional e respondeu por 52,5% da formação bruta de capital fixo do país em 2014. Estes são dados interessantes e revelam a importância deste setor.

Decerto o setor da construção civil como um todo cresceu alimentado pela expansão da renda e do crédito destinado à aquisição e construção de habitações. Conforme descrito na análise setorial realizada pelo Banco Central, de outubro de 1994 a dezembro de 2014, foram concedidos financiamentos para construção de mais de 1,5 milhão de unidades. Nesse mesmo período, foi também financiada a aquisição de mais de 2 milhões de imóveis prontos. O valor total dos financiamentos concedidos foi de aproximadamente R$490 bilhões.

Além disso, tal como salientou FGV Projetos (2007), mudanças no âmbito da legislação, que reduziram os entraves institucionais e jurídicos, contribuíram para o desenvolvimento do mercado habitacional.[4]

É importante observar que as mudanças na legislação, expansão do crédito habitacional, implantação do programa Minha Casa, Minha Vida, expansão recente da renda das famílias em conjunção com melhorias na distribuição da renda contribuíram na recuperação da atividade da construção civil, do investimento residencial e pelo dinamismo do mercado habitacional brasileiro. Pode-se argumentar ainda que, conjuntamente, esses fatores têm promovido uma forte valorização nos preços dos imóveis no Brasil.[5] A Figura 1 apresenta a evolução dos preços dos imóveis em algumas cidades brasileiras. Destaca-se, por exemplo, as cidades do Rio de Janeiro e São Paulo com aumentos médios de 146% e 133% no período de 2010 a março de 2015.

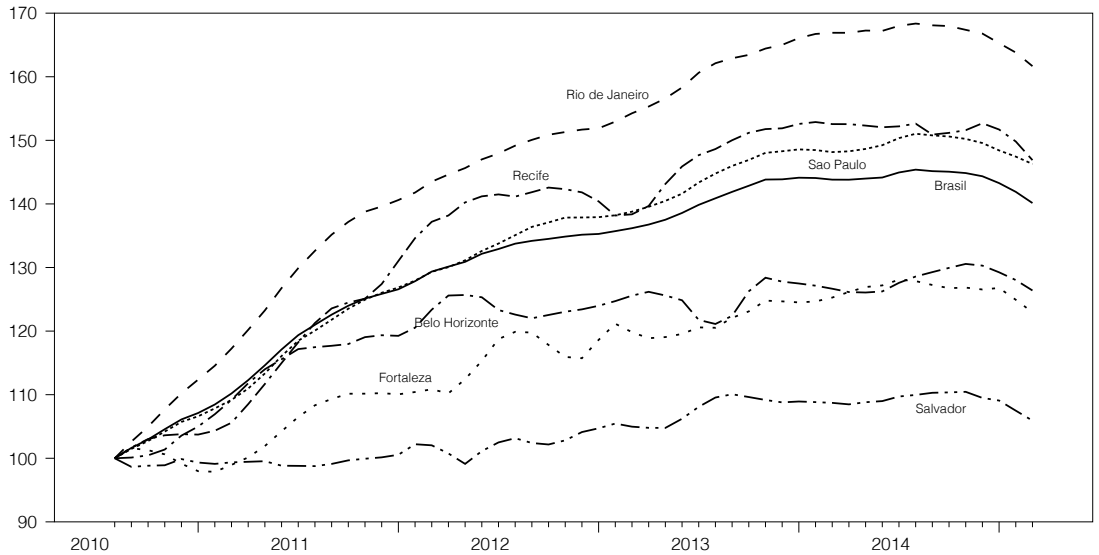
Vale salientar que a valorização dos preços das habitações não é um fenômeno restrito ao caso brasileiro, mas se evidencia também em outros países, em particular no mundo emergente. No entanto, quando se compara, por exemplo, a variação dos preços das habitações brasileiras com a variação nos preços das habitações de países como Canadá, Alemanha, Rússia, Espanha e Estados Unidos, no período de 2008 a 2014, é possível verificar primeiramente que a valorização dos preços dos imóveis no Brasil, no período em questão, supera em muito o observado nestes outros países (Tabela 2).

Como pode ser visto, em termos mundiais, o desempenho dos preços das habitações no Brasil, no período recente, tem chamado atenção e essa rápida expansão nos preços levanta dúvidas sobre seus impactos sobre a macroeconomia. Parte desta preocupação se relaciona aos acontecimentos recentes na economia americana, onde um aumento expressivo nos preços desses ativos e a sua subsequente

[4] A principal delas foi a promulgação da Lei 10.931, que dispõe, entre outras coisas, sobre o patrimônio de afetação, que é um instrumento que permite a criação de um patrimônio próprio para cada empreendimento, que passa a ter a sua própria contabilidade, separada das operações do incorporador-construtor. É um instrumento que pretende dar maior segurança e transparência ao comprador do imóvel e aos investidores.

[5] McDonald & Stokes (2013) e Mendonça & Sachsida (2012) argumentam que, parte dessa valorização nos imóveis pode ser explicada pelo aumento no crédito e outra parte pela escassez de moradias adequadas, aumento da classe média e pelas restrições impostas sobre a construção, tais como: restrições associadas à defesa do meio ambiente, preservação de áreas históricas, limite de altura, dentre outras. Em termos reais, no período de 2010 a 2015, o aumento médio nos preços reais dos imóveis no Brasil foi da ordem de 131%.

Figura 1. Comportamento dos preços reais das habitações brasileiras.



Nota: Os preços foram deflacionados pelo IPCA.
Fonte: Elaboração própria com base nos dados de preços dos imóveis da FIPE.

Tabela 2. Variação percentual dos preços reais das habitações entre 2008 e 2014.

	Alemanha	Brasil	Canadá	Espanha	EUA	Rússia
2008	0,4	16,1	−3,8	−5,4	−17,0	9,1
2009	−0,7	18,5	4,6	−6,4	−10,0	−10,9
2010	−0,6	18,2	5,0	−3,7	−2,3	1,3
2011	0,5	11,4	3,7	−10,2	−6,6	−27,0
2012	1,0	6,1	−1,3	−15,8	2,6	9,5
2013	1,7	2,9	4,6	−11,9	9,7	−2,7
2014	2,2	1,4	4,7	0,4	5,1	−6,0
2014/2008	4,4	100,8	18,3	−42,9	−19,4	−28,1

Fonte: Elaboração própria com base no Residential Property Price Statistics do BIS.

reversão trouxe uma série de dificuldades, que afetaram não apenas o setor imobiliário americano, mas a economia como um todo. Para o caso brasileiro, a preocupação surge do fato de a maior proporção da riqueza das famílias ser materializada na forma de imóveis e como destacou Mishkin (2007), as alterações nos preços das habitações podem ter um impacto significativo sobre a percepção das famílias em relação à sua riqueza e rendimento permanente, bem como sobre as suas possibilidades de endividamento. Muito embora, deva-se considerar que o caso brasileiro apresenta peculiaridades que o diferem do caso americano, como por exemplo, o uso limitado dos imóveis como garantia de empréstimos não relacionados a empréstimos imobiliários.

Considerando o bem-estar, Dias, Diniz & Issler (2013) argumentam que a expansão dos preços dos imóveis tem apresentado um impacto significativo e não negligenciável sobre as famílias brasileiras, muito embora os efeitos encontrados foram menores que os obtidos por Campbell & Cocco (2007) para o caso americano. Os resultados de Dias et al. (2013) sugerem, no entanto, que um dos canais através dos quais os preços das habitações afetam o consumo das famílias e, por conseguinte, o agregado seria

o financeiro. Ou seja, o aumento dos preços das habitações flexibilizaria as restrições de colateral, que ligam a capacidade de endividamento das famílias com o valor de suas casas.

Dessa forma, uma das formas de interligação entre os preços das habitações e a política monetária se daria pelo efeito riqueza, no qual, tal como destacou Browning, Gørtz & Leth-Petersen (2013), as mudanças inesperadas no valor de ativos poderiam estimular o consumo das famílias através do efeito riqueza e, *ceteris paribus*, a demanda agregada, tornando-se um importante mecanismo de transmissão da política monetária.

Neste contexto, uma questão essencial consiste em saber até que ponto a evolução dos preços das habitações precisa ser levada em consideração explicitamente pela autoridade monetária no seu processo de tomada de decisões sobre a trajetória da taxa de juros.[6] Embora esta seja uma questão importante, este artigo toma uma perspectiva mais positiva, em outras palavras, o objetivo é investigar se à luz dos fatos recentes, o Banco Central do Brasil tem, como evidenciado por uma função de reação estimada, reagido a mudanças nos preços das habitações. Para responder esta pergunta este artigo usa duas estratégias. A primeira, seguindo uma tradição iniciada por Taylor (1993), estimam-se funções de reação do banco central a partir de métodos de equação simples, enquanto que a segunda, utiliza um modelo Dinâmico Estocástico de Equilíbrio Geral (DSGE). Ambos os métodos procuram verificar se e em que extensão a política monetária tem reagido a mudanças nos preços das habitações no país. A próxima seção discute o primeiro método.

3. ESTIMAÇÃO DA FUNÇÃO DE REAÇÃO DO BANCO CENTRAL

Taylor (1993) argumentou que o comportamento do Banco Central americano poderia ser descrito por uma regra simples, que associava mudanças na taxa de juros a desvios da inflação e do produto de seu potencial. Em particular, a regra de política monetária, descrita originalmente, era uma função de reação do tipo "*backward-looking*", onde a resposta dada pela autoridade monetária seria realizada de forma *ex-post* e as taxas de juros seriam ajustadas conforme as variações da taxa de inflação e do hiato do produto.

Após o artigo seminal de Taylor, diversos autores buscaram estimar, para diferentes economias, funções de reação com o objetivo de capturar e entender o comportamento dos bancos centrais (Batini & Nelson, 2000; Goodhart & Hofmann, 2000; Cecchetti et al., 2000; Cecchetti, Genberg & Wadhwani, 2002; Filardo, 2001; Carlstrom & Fuerst, 2007). A maior parte destes autores procedeu com a estimação de equações simples (*single equation estimation*), embora mais recentemente alguns autores partiram para a estimação de funções de reação no contexto de modelos DSGE. Este é o caso de Smets & Wouters (2007), Lubik & Schorfheide (2007), e Finocchiaro & Von Heideken (2013), dentre outros.

Além disto, a literatura caminhou no sentido de introduzir elementos que pudessem refletir mais fielmente a maneira como os bancos centrais reagem a alterações no cenário econômico. Uma delas tem sido permitir a suavização da taxa de juros, com a introdução do nível passado da taxa de juros na função de reação, outra tem sido considerar expectativas de inflação, ao invés da inflação passada como na regra original. Esta última alteração foi implementada com o objetivo de refletir o comportamento *foward-looking* dos bancos centrais quando da tomada de decisões e, em particular, o reconhecimento de que a política monetária afeta a economia com um certa defasagem.

Alguns outros autores propuseram introduzir variáveis adicionais na função de reação. Uma destas variáveis tem sido a inserção dos preços de ativos na função de reação do Banco Central. Autores como Batini & Nelson (2000), Goodhart & Hofmann (2000), Cecchetti et al. (2000), Cecchetti et al.

[6] Muito embora, os preços das habitações não entre explicitamente no cálculo do índice de inflação, em princípio, poderia-se argumentar que um argumento adicional para o banco central se preocupar com os preços das habitações seria um espécie de efeito "spillover". Por exemplo, dos preços das habitações para o preço dos aluguéis e outros itens da cesta de produtos do IPCA.

(2002), Filardo (2000), Filardo (2001), Durré (2001), Bordo & Jeanne (2002), Carlstrom & Fuerst (2007), propuseram essa inclusão, além das medidas de inflação convencionais.

O argumento é de que os ativos, em posse dos agentes econômicos, representam uma parcela considerável da riqueza, podendo exercer influência, quando apreciados, sobre a evolução do consumo (Cecchetti et al., 2000). Como as medidas de inflação convencionais e aquelas relacionadas aos preços dos ativos podem diferir substancialmente, ao reagir às flutuações nos preços dos ativos, o banco central reduziria a probabilidade de formação de bolhas de ativos e o risco de expansão-depressão (*boom-bust*) dos investimentos e do consumo, que, em última instância, prejudicaria a estabilidade econômica através do aumento da volatilidade do produto e da inflação.

Em relação aos estudos aplicados à economia brasileira, existe uma série de estudos, tais como, Minella et al. (2003), Holland (2005), Soares & Barbosa (2006), Aragón & Medeiros (2013), Lopes & Aragón (2014), que procuraram estimar a função de reação do Banco Central com análise *forward-looking* para a inflação a partir de uma Regra de Taylor modificada. No entanto, a inclusão dos preços dos ativos na especificação básica proposta por Taylor foi considerada apenas nos estudos propostos por Borges Filho (2006), Klein (2007) e Furlani et al. (2010). Esses autores procuraram analisar as relações entre a política monetária e a variação nos preços dos ativos, especificamente a taxa de câmbio nominal e o índice Bovespa. Os resultados obtidos não foram conclusivos quanto ao fato de a inclusão dos preços dos ativos ser capaz de ajudar na determinação da taxa de juros.

De modo geral, a irrelevância dos preços das ações na determinação da taxa de juros, pode ser um reflexo do fato de que apenas 5% das famílias brasileiras possuem ações e a apreciação desses ativos teria então baixa possibilidade de gerar um efeito riqueza positivo ou flexibilização das restrições de colateral, que afetam as decisões de consumo das famílias e, por consequência, a demanda agregada. Esse não é o caso das habitações, visto que a habitação é o principal componente da riqueza dessas famílias. E, como argumentado por Dias et al. (2013), a expansão dos preços dos imóveis têm tido impacto positivo no consumo das famílias brasileiras.

Uma das contribuições deste artigo, portanto, é introduzir na função de reação do banco central uma medida de inflação nos preços das habitações, tal como foi proposto por Finocchiaro & Von Heideken (2013) para o caso americano. A regra de Taylor modificada, portanto, pode ser descrita como

$$\hat{r}_t = \rho_r \hat{r}_{t-1} + (1-\rho_r)\left[r_\pi E_t \hat{\pi}_{t+1} + r_y \hat{y}_t + r_q \Delta \hat{q}_t\right] + e_t.$$

Ou na forma estimada,

$$\hat{r}_t = \rho_r \hat{r}_{t-1} + \Gamma_\pi \hat{\pi}_{t+1} + \Gamma_y \hat{y}_t + \Gamma_q \Delta \hat{q}_t + e_t,$$

onde as variáveis com circunflexo estão na forma log-desvio do filtro de Hodrick–Prescott (HP); r_t é a taxa de juros nominal; π_{t+1} é a taxa de inflação; y_t é o produto real da economia; Δq_t é a inflação dos preços das habitações; e_t é choque que captura os componentes não sistemáticos na regra de política monetária; e $\Gamma_\pi \equiv (1-\rho_r)r_\pi$, $\Gamma_y \equiv (1-\rho_r)r_y$, $\Gamma_q \equiv (1-\rho_r)r_q$.

A regra de política monetária apresentada acima foi estimada a partir dos métodos de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), Métodos dos Momentos Generalizados (GMM) e *Full Information Maximum Likelihood* (FIML). Em relação ao método MQO, destaca-se que esse pode gerar estimativas viesadas e inconsistentes na presença de endogeneidade. Neste caso, o GMM passa a ser usado como método alternativo. Destaca-se que a adequação da inferência estatística, gerada a partir desse método, está ligada à exogeneidade e relevância dos instrumentos adotados. Em outras palavras, os instrumentos devem ser ortogonais aos resíduos e fortemente correlacionados com as variáveis endógenas incluídas. Além disso, a eficiência dos estimadores está diretamente ligada a análise de identificação da seleção das variáveis instrumentais. Para selecionar o conjunto de instrumentos foi utilizado os critérios de seleção descritos em Andrews (1999), já a hipótese de sobre-identificação foi tratada a partir do teste J.

Para estimar a regra de política monetária para o Brasil foram utilizadas dados trimestrais no período do primeiro trimestre de 2001 ao segundo trimestre de 2014. Todas as séries foram ajustadas

sazonalmente antes da estimativa. É importante ressaltar algumas observações acerca do tratamento dos dados. As séries de PIB e preços das habitações foram tratadas na forma de desvio da tendência estimada pelo filtro HP. Quanto à série de inflação, essa foi analisada na forma de desvio de meta de inflação. A série de meta de inflação foi interpolada linearmente e acumulada trimestralmente.

Além disso, foi utilizado o mesmo conjunto de variáveis instrumentais propostos por Finocchiaro & Von Heideken (2013) para a estimação por meio do método GMM, sendo elas: rendimento real, selic, investimento habitacional, consumo das famílias, expectativa de inflação. Adicionalmente, foram utilizadas as defasagens das séries de inflação dos preços das habitações e PIB como variáveis instrumentais. Em relação à série de investimento habitacional, essa foi interpolada linearmente e acumulada trimestralmente. Por fim, é importante ressaltar que os testes de especificação indicaram o uso de seis lags de defasagens.

Adicionalmente, foi utilizado, de forma alternativa, o método FIML com o intuito de especificar uma equação para cada variável endógena do sistema. Tal como enfatizou Finocchiaro & Von Heideken (2013), essas restrições resultantes auxiliam na identificação dos parâmetros de interesse da função de reação. A forma de aplicar esse método dentro desse contexto é combinar uma regra de Taylor com um VAR pré-estimado para as variáveis do PIB, inflação e preços dos imóveis.[7]

A Tabela 3 mostra as estimativas da função de reação do Banco Central, obtidas a partir dos métodos MQO, GMM irrestrito e restrito, e FIML. Foram estimadas duas versões da função de reação, uma na forma irrestrita (i.e. incluindo Δq) e outra na forma restrita (i.e. sem Δq). Também serão apresentados nessa tabela os resultados da equação estimável, definida como equação na forma reduzida e, a partir desses resultados, serão recuperados os parâmetros estruturais da função de reação. A discussão sobre os parâmetros estruturais será tratada com maior propriedade na seção 5, onde são apresentados os resultados do modelo DSGE. É importante ressaltar que as estimativas dos parâmetros estruturais das funções de reação, apresentadas na Tabela 3, satisfizeram o princípio de Taylor, com resposta da taxa de juros ao aumento na taxa de inflação sendo superior a unidade.

A coluna 1 apresenta as estimativas da função de reação por Mínimos Quadrados Ordinários, enquanto que as colunas 2 e 3 apresentam as estimativas da função de reação obtidas a partir do método dos momentos generalizados, sendo que a primeira inclui os preços dos imóveis na função de reação e a segunda restringe a resposta dos juros as variações nos preços desse ativo. A coluna 4

Tabela 3. Estimação da função de reação.

	Parâmetros na forma reduzida				Parâmetros na forma estrutural			
	MQO	GMM_{IR}	GMM_{R}	$FIML_{IR}$	MQO	GMM_{IR}	GMM_{R}	$FIML_{IR}$
Selic(-1)	0,971	0,964	0,967	0,950	0,971	0,964	0,967	0,950
	[0,014]	[0,002]	[0,003]	[0,009]	–	–	–	–
Inflação	0,066	0,054	0,055	0,1	2,276	1,872	2,050	2,00
	[0,019]	[0,004]	[0,006]	[0,016]	–	–	–	–
PIB	0,002	0,004	0,003	0,02	0,057	0,125	0,107	0,400
	[0,005]	[0,001]	[0,002]	[0,003]	–	–	–	–
Preço Hab.	–0,0001	0,00001	–	–0,0001	–0,002	0,0003	–	–0,001
	[0,001]	[0,000037]	–	[0,0004]	–	–	–	–

Notas: Os termos entre colchetes representam os desvios padrão dos coeficientes estimados.

[7]Mais detalhes sobre esse método serão apresentados no Apêndice A.

apresenta as estimações da função de reação do Banco Central com base no método de *full information maximum likelihood*.

Em linhas gerais, os resultados obtidos a partir da estimativa da função de reação, independentemente do método, evidenciam um elevado grau de suavização na dinâmica da taxa de juros, indicando que o Banco Central faz mudanças de forma gradual na taxa de juros. Quanto ao coeficiente relacionado às expectativas de inflação, percebe-se que esse é estatisticamente significante e maior que a unidade, indicando que o Banco Central satisfaz o princípio de Taylor, aumentando a taxa de juros real em resposta aos desvios da inflação esperada. As estimativas ainda indicam um banco central que opera num regime de metas de inflação flexível, pondo peso sobre o lado real da economia, ao responder a desvios do hiato do produto de forma positiva.

Em relação aos preços das habitações, as estimativas no GMM irrestrito (coluna 2) indicam uma resposta positiva do BACEN à inflação nos preços das habitações, mas o coeficiente é não significativo. Ressalta-se ainda que o peso atribuído às variações nos preços das habitações foi inferior ao peso relacionado às expectativas de inflação.

Como indicado anteriormente, o menor peso aos preços dos ativos relativamente ao peso da inflação seria algo desejável, pois, caso contrário, a volatilidade dos preços das habitações exigiria alterações abruptas na taxa de juros e, consequentemente, com maiores possibilidades de se tornar um elemento desestabilizador da economia.

Vale notar que as estimativas por GMM, tanto no caso restrito quanto no irrestrito, são mais precisas que as estimativas por MQO. Além disto, à exceção do coeficiente que mede a resposta do BACEN aos preços das habitações, os demais coeficientes são semelhantes entre as estimativas por GMM.

A despeito desses resultados, a estimação de equações simples apresentam alguns problemas. Como destacado por Lubik & Schorfheide (2007) e Finocchiaro & Von Heideken (2013), estas estimações sofrem com a presença de endogeneidade quando estimadas por MQO e podem apresentar viés quando estimadas por GMM, em função do tamanho da amostra, viés relacionado ao uso de estágios nas estimações por GMM em dois estágios e GMM iterativo, que é proporcional ao número de condições de momentos em modelos de variáveis instrumentais. [8] Além disto, na prática, encontrar bons instrumentos para implementar o método GMM é não trivial. Instrumentos inválidos ou fracos representam um sério desafio para a boa inferência e podem comprometer as estimativas (Stock, Wright & Yogo, 2002). Foi realizada ainda uma estimativa com o método FIML (*Full Information Maximum Likelihood*) e os resultados não apresentaram diferenças expressivas em relação aos demais métodos de estimação (última coluna da Tabela 3).[9]

Alternativamente, é possível obter os parâmetros da função de reação do Banco Central a partir da estimação de um modelo DSGE com o uso de uma abordagem Bayesiana. O uso de informações *a priori* podem auxiliar na identificação dos parâmetros, algo particularmente importante quando o tamanho da amostra é reduzido.

Diante disto, este artigo desenvolve e estima por meio de técnicas bayesianas um modelo DSGE. Em particular, serão estimadas duas versões do modelo, uma com a inclusão explícita dos preços das habitações e outro sem a inclusão dos preços das habitações. O objetivo é permitir que os dados macroeconômicos utilizados nas estimações "decidam" que modelo reflete mais fielmente o comportamento recente do banco central e, em particular, se ele tem reagido a alterações no comportamento dos preços das habitações no Brasil.

[8] O teste de Hausman indica a presença que a hipótese de exogeneidade dos regressores deve ser rejeitada.

[9] O método consistiu em estimar um modelo VAR na forma reduzida para especificar a relação entre as variáveis PIB, Inflação e preços das habitações, sem incluir a taxa de juros. E em seguida procedeu-se com a estimação da função de reação do Banco Central (Finocchiaro & Von Heideken, 2013).

4. MODELO DSGE

O modelo descreve uma economia com horizonte infinito, povoada por famílias pacientes e impacientes, empreendedores, firmas que atuam no varejo e um banco central. Famílias pacientes são a fonte de empréstimo na economia, enquanto famílias impacientes possuem taxas de desconto superiores e são limitadas quanto à quantidade de empréstimo que podem tomar (Iacoviello, 2005). Ambos os tipos de famílias consomem um bem não-durável e serviços de habitação, e trabalham para os empreendedores. Estes combinam trabalho, capital físico e habitação para produzir um bem intermediário homogêneo. Empreendedores também são assumidos serem restritos quanto à quantidade de empréstimo que podem tomar. Firmas que atuam no varejo transformam o bem intermediário num bem (composto) final sem custo algum. Rigidez nominal é assumida no nível do varejo de acordo com um mecanismo de Calvo (1983).

O banco central é assumido seguir uma regra de instrumento, estabelecendo a taxa de juros nominal de acordo com uma regra que permite suavização da taxa de juros e onde a taxa básica de juros é alterada a partir de desvios da inflação esperada e do produto de seu potencial. Diferentemente de Smets & Wouters (2007), o produto potencial é representado pelo produto no nível estacionário. Como em Finocchiaro & Von Heideken (2013) serão analisados dois casos: um onde o banco central não inclui explicitamente a inflação dos preços dos imóveis na regra de instrumento e outra com a inclusão explícita da inflação dos preços das habitações na regra. O objetivo é avaliar, a partir do modelo DSGE, qual das duas versões é melhor suportada pelos dados. Sem perda de generalidade, assumimos uma economia sem moeda no espírito de Woodford (2011). Descreveremos a seguir o problema que cada agente do modelo enfrenta.

4.1. Famílias pacientes

Existe um contínuo de famílias pacientes indexadas por i, onde $i \in (0,1)$. Cada família maximiza um função de utilidade dada por

$$\mathbb{E}_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\ln c_t^{\text{PAC}} + j_t \ln h_t^{\text{PAC}} - \frac{\left(L_t^{\text{PAC}}\right)^{\eta}}{\eta} \right], \tag{1}$$

onde $\beta \in (0,1)$ é o fator de desconto; c_t^{PAC} é o consumo em t; h_t^{PAC} é a quantidade de serviços de habitação em t; e L_t^{PAC} representa as horas de trabalho. A restrição orçamentária enfrentada pela família paciente é representada por

$$c_t^{\text{PAC}} + q_t \left(h_t^{\text{PAC}} - h_{t-1}^{\text{PAC}}\right) + \frac{R_{t-1} b_{t-1}^{\text{PAC}}}{\pi_t} = b_t^{\text{PAC}} + w_t^{\text{PAC}} L^{\text{PAC}} + F_t + T_t^{\text{PAC}}, \tag{2}$$

onde $q_t \equiv Q_t/P_t$ representa o preço real das habitações; $w_t^{\text{PAC}} \equiv W_t^{\text{PAC}}/P_t$ é o salário real; R_t é a taxa de juros nominal bruta; b_{t-1}^{PAC} é a dívida real das famílias; $\pi_t \equiv P_t/P_{t-1}$ representa a taxa bruta de inflação; F_t são os lucros recebidos das firmas varejistas; e T_t^{PAC} é o fluxo de caixa líquido recebido pelas famílias por estas participarem em um mercado de "securities" estado-contigentes.

4.2. Famílias impacientes

O problema enfrentado pelas famílias impacientes é similar aos das famílias pacientes. As diferenças são duas. A primeira é que elas descontam o futuro mais fortemente, daí serem denotadas de impacientes, enquanto que a segunda é que estas famílias são limitadas quanto ao volume de crédito que podem tomar. Novamente existe um contínuo destas famílias indexadas por i, onde $i \in (0,1)$. A função de utilidade das famílias impacientes é exatamente a mesma das famílias pacientes, à exceção do parâmetro

que governa o quanto estas descontam o futuro:

$$\mathbb{E}_0 \sum_{t=0}^{\infty} (\beta^{\text{IMP}})^t \left[\ln c_t^{\text{IMP}} + j_t \ln h_t^{\text{IMP}} - \frac{(L_t^{\text{IMP}})^{\eta}}{\eta} \right], \tag{3}$$

onde $\beta^{\text{IMP}} \in (0,1)$ denota o fator de desconto destas famílias e $\beta^{\text{IMP}} < \beta$; c_t^{IMP} é o consumo em t destas famílias; h_t^{IMP} é o consumo de serviços de habitação em t; L_t^{IMP} são as horas de trabalho. A restrição orçamentária é dada por

$$c_t^{\text{IMP}} + q_t \left(h_t^{\text{IMP}} - h_{t-1}^{\text{IMP}} \right) + \frac{R_{t-1} b_{t-1}^{\text{IMP}}}{\pi_t} = b_t^{\text{IMP}} + w_t^{\text{IMP}} L_t^{\text{IMP}} + T_t^{\text{IMP}}, \tag{4}$$

onde w_t^{IMP} é salário real; b_{t-1}^{IMP} é o nível real de dívida; e T_t^{IMP} é o fluxo de caixa líquido recebido pelas famílias por estas participarem em um mercado de "securities" estado-contigentes.

A restrição de empréstimos é dada por

$$b_t^{\text{IMP}} \leq m^{\text{IMP}} \mathbb{E}_t \left(\frac{q_{t+1} h_t^{\text{IMP}} \pi_{t+1}}{R_t} \right), \tag{5}$$

onde m^{IMP} estabelece o limite da razão empréstimo-valor (*loan-to-value*). O ponto interessante a observar aqui é que esta restrição estabelece que o máximo de empréstimo que uma família pode tomar é associada com o valor esperado descontado da habitação no próximo período. Evidentemente, esta restrição é bastante simplificadora em relação ao caso brasileiro, mas a decisão foi mantê-la por razões de comparabilidade dos resultados (Iacoviello, 2005; Gerali, Neri, Sessa & Signoretti, 2010; Finocchiaro & Von Heideken, 2013).[10]

4.3. Empreendedores

Empreendedores combinam trabalho dos dois tipos de famílias (L^{PAC} and L^{IMP}), capital físico (K_{t-1}) e habitação para produzir um produto intermediário (Y_t) de acordo com uma tecnologia de produção

$$Y_t = A_t K_{t-1}^{\mu} h_{t-1}^{\upsilon} (L_t^{\text{PAC}})^{\alpha(1-\mu-\upsilon)} (L_t^{\text{IMP}})^{(1-\alpha)(1-\mu-\upsilon)}, \tag{6}$$

onde α denota a fração de famílias pacientes e A_t representa o nível de tecnologia na economia.

Empreendedores são risco avessos e maximizam uma função de utilidade dada por

$$\mathbb{E}_0 \sum_{t=0}^{\infty} (\beta^e)^t \ln c_t, \tag{7}$$

onde $\beta^e \in (0,1)$ representa o fator de desconto dos empreendedores e, por hipótese, $\beta^e < \beta$.

O objetivo é maximizar (7) sujeito à tecnologia de produção (6) e a um fluxo de recursos dados por

$$\frac{Y_t}{X_t} + b_t = c_t + q_t \left(h_t - h_{t-1} \right) + \frac{R_{t-1} b_{t-1}}{\pi_t} + w_t^{\text{PAC}} L_t^{\text{PAC}} + w_t^{\text{IMP}} L_t^{\text{IMP}} + I_t + \Phi_{K,t}, \tag{8}$$

onde $X_t \equiv \frac{P}{P^{\vartheta}}$ representa um tempo variante *markup* do bem final sobre o bem intermediário; I_t denota o investimento em capital físico e evolui de acordo com $I_t = K_t - (1-\delta) K_{t-1}$, onde δ é a taxa de depreciação; $\Phi_{K,t}$ representa os custos de ajustamento de capital,

$$\Phi_{K,t} \equiv \frac{\phi_k}{2\delta} \left(\frac{I_t}{K_{t-1}} - \delta \right)^2 K_{t-1}.$$

[10] Kanczuk (2013) e C. Carvalho, Pasca, Souza & Zilberman (2014) assumem diferentes especificações, com objetivos diferentes, para esta restrição no contexto brasileiro.

Assim como no caso das famílias impacientes, os empreendedores são restritos quanto ao volume de crédito que podem tomar. Em termos reais, esta restrição pode ser descrita como

$$b_t \leq m^e \mathbb{E}_t \left(\frac{q_{t+1} h_t \pi_{t+1}}{R_t} \right). \tag{9}$$

Como antes o parâmetro m^e representa o máximo valor que o empreendedor pode tomar emprestado e este valor é relacionado ao valor descontado do estoque de habitação no próximo período. Mais uma vez, esta é um hipótese simplificadora e é assumida como forma de introduzir fricção no mercado de crédito (gerando assim um mecanismo de acelerador financeiro na economia).

4.4. Firmas varejistas

Firmas varejistas são a fonte de rigidez nominal na economia assim como em (Bernanke et al., 1999). Existe um contínuo de firmas varejistas, indexadas por r, onde $r \in (0,1)$, que compram o bem intermediário, Y_t, dos empreendedores ao preço P_t^{ϑ}, e transformam num bem diferenciado, $Y_t(r)$, sem qualquer custo. Estes bens diferenciados são vendidos ao preço $P_t(r)$ e são transformados num bem final de acordo Y_t^f de acordo com

$$Y_t^f = \int_0^1 \left[P_t(r)^{1-\epsilon} \, \mathrm{d}r \right]^{\frac{1}{1-\epsilon}},$$

onde $\epsilon > 1$.

O índice de preço correspondente é dado por

$$P_t = \int_0^1 \left[Y_t(r)^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} \, \mathrm{d}r \right]^{\frac{\epsilon}{\epsilon-1}}.$$

Cada varejista escolhe o preço de varejo $P_t(r)$ tomando como dado P_t^{ϑ} e enfrentam uma curva de demanda individual por seu produto dada por

$$Y_t(r) = \left(\frac{P_t(r)}{P_t} \right)^{-\epsilon} Y_t^f.$$

Como é comum na literatura (Calvo, 1983; Smets & Wouters, 2007), é assumido que a cada período apenas uma fração $1-\omega$, onde $0 < \omega < 1$, das firmas varejistas pode escolher preços otimamente, enquanto as demais indexam seus respectivos preços à inflação passada. Neste contexto, as firmas que são permitidas escolher preços ótimos, $P_t^*(r)$, o fazem tal que:

$$\sum_{k=0}^{\infty} \mathbb{E}_t \left\{ \Delta_{t,k} \left(\frac{P_t^*(r)}{P_{t+k}} - \frac{X}{X_{t+k}} \right) Y_{t+k}^* \right\} = 0,$$

onde $\Delta_{t,k} \equiv \beta \left(c_t^{\text{PAC}} / c_{t+k}^{\text{PAC}} \right)$ é a taxa marginal de substituição intertemporal das famílias pacientes (proprietárias das firmas); $X \equiv \epsilon/(\epsilon-1)$ é o *markup* no estado estacionário; e $Y_{t+k}^*(r) = \left(P_t^*(r)/P_{t+k} \right)^{-\epsilon} Y_t$ descreve a demanda pelo produto ao novo preço.

4.5. Política monetária

A política monetária é assumida seguir uma regra de instrumento, onde o banco central estabelece a taxa de juros nominal levando em consideração os desvios da inflação futura e do PIB em relação aos respectivos níveis do estado estacionário, bem como o nível passado da taxa de juros numa espécie de suavização dos seus movimentos (Smets & Wouters, 2007). Como indicado anteriormente, serão

consideradas duas versões da regra de taxa de juros. Uma versão básica, onde o banco central olha apenas para o nível passado da taxa de juros, e para os desvios da inflação futura e do PIB, a qual chamaremos de de "regra básica", enquanto na segunda versão, incluiremos os desvios do preço dos imóveis de seu respectivo nível de estado estacionário. Chamaremos esta versão da regra de instrumento de versão ampliada.

A seguir apresentamos a descrição de cada uma das duas versões. A regra básica é dada por

$$\hat{R}_t = \rho_r \hat{R}_{t-1} + (1-\rho_r)\left[r_\pi \mathbb{E}_t \hat{\pi}_{t+1} + r_y \hat{y}_t\right] + e_{R,t}, \tag{10}$$

onde um $\hat{}$ sobre a variável representa desvios em log da variável em relação ao seu valor de estado estacionário.

Por outro lado, a regra ampliada é dada por:

$$\hat{R}_t = \rho_r \hat{R}_{t-1} + (1-\rho_r)\left[r_\pi \mathbb{E}_t \hat{\pi}_{t+1} + r_y \hat{y}_t + r_q \Delta \hat{q}_t\right] + e_{R,t}. \tag{11}$$

4.6. Processos dos Choques

O modelo DSGE apresenta quatro processos exógenos de choques: um choque de política monetária, $e_{R,t}$; um choque na curva de Phillips, $e_{u,t}$; um choque de produtividade, $e_{A,t}$; e um choque de preferência por habitação, $e_{j,t}$. Todos os choques são assumidos serem $\text{iid}(0,\sigma_\ell)$ onde $\ell = R, j, A, u$. O processo estocástico definindo a evolução do nível de produtividade, A_t, e preferência por habitação, j_t, são dados, respectivamente, por

$$A_t = \rho_A A_t + e_{A,t}, \tag{12}$$

$$j_t = \rho_j j_t + e_{j,t}. \tag{13}$$

4.7. Equilíbrio

Equilíbrio nesta economia é um conjunto de alocações,

$$\left\{ h_t, h_t^{\text{PAC}}, h_t^{\text{IMP}}, L_t^{\text{PAC}}, L_t^{\text{IMP}}, c_t, c_t^{\text{PAC}}, c_t^{\text{IMP}}, b_t, b_t^{\text{PAC}}, b_t^{\text{IMP}}, K_t \right\}_{t=0}^{\infty},$$

e valores, $\left\{ P_t, P_t^*, X_t, R_t, w_t^{\text{PAC}}, w_t^{\text{IMP}}, q_t \right\}_{t=0}^{\infty}$, tal que as condições de otimalidade associadas com os problemas de maximização descritos acima são satisfeitas, dadas as condições iniciais

$$\left\{ h_{t-1}, h_{t-1}^{\text{PAC}}, h_{t-1}^{\text{IMP}}, b_{t-1}, b_{t-1}^{\text{PAC}}, b_{t-1}^{\text{IMP}}, K_{t-1}, P_{t-1}, R_{t-1} \right\},$$

uma sequência de choques, $\left\{ e_{R,t}, e_{u,t}, e_{j,t}, e_{A,t} \right\}$, e as seguintes condições de equilíbrio de mercado:

$$H = h_t + h_t^{\text{PAC}} + h_t^{\text{IMP}}, \tag{14}$$

$$Y_t = c_t + c_t^{\text{PAC}} + c_t^{\text{IMP}} + I_t, \tag{15}$$

$$0 = b_t + b_t^{\text{PAC}} + b_t^{\text{IMP}}, \tag{16}$$

onde (14) é a condição de equilíbrio no mercado de habitação, (15) é a condição de equilíbrio de mercado no mercado de bens, e (16) representa a condição de equilíbrio no mercado de empréstimos.

5. ESTIMAÇÃO DO MODELO DSGE

A solução do modelo DSGE foi obtida a partir de uma aproximação de Taylor de primeira ordem das condições de equilíbrio ao redor do estado-estacionário não estocástico. Dada a solução do modelo em forma de estado de espaço e o vetor de variáveis observáveis, o modelo foi estimado utilizando técnicas

bayesianas. Em particular, foi o utilizado um algoritmo *Metropolis–Hastings*, que se constitui num método de Cadeia de Markov Monte Carlo (MCMC), para a obtenção da distribuição de probabilidade posterior dos parâmetros. Foram geradas duas sequências independentes, cada uma sendo composta de 400.000 retiradas usando o algoritmo de Metropolis–Hastings. A aceitação média ao longo das duas cadeias ficou em torno de 34%, e convergência foi avaliada utilizando os métodos propostos por Brooks & Gelman (1998). As primeiras 200.000 retiradas foram descartadas para assegurar independência das condições iniciais. As estatísticas de interesse foram então calculadas com base na distribuição conjunta de probabilidade posterior ergódica dos parâmetros estruturais.

Para estimação do modelo DSGE foram utilizadas 4 variáveis com periodicidade trimestral: PIB real, taxa de juros nominal, preços reais dos imóveis e inflação. PIB real e preços dos imóveis foram utilizadas em logaritmo natural e ajustadas sazonalmente. O componente cíclico das variáveis foi obtido a partir do filtro HP.

PIB real foi obtido junto ao IBGE (contas nacionais trimestrais), taxa de juros nominal é a SELIC obtida junto ao Banco Central do Brasil, inflação é a taxa de inflação calculada a partir do IPCA do IBGE e preços das habitações foi obtida junto ao Bank of International Settlements (BIS).

5.1. Calibração e Distribuições a Priori

Alguns parâmetros foram mantidos fixos durante o processo de estimação, enquanto outros foram estimados. Para os parâmetros que foram mantidos fixos, nós optamos por usar valores empregados na literatura relacionada (Smets & Wouters, 2003; Iacoviello, 2005; D. B. Carvalho, Silva & Silva, 2013; Finocchiaro & Von Heideken, 2013). A Tabela 4 a apresenta uma breve descrição desses parâmetros.

Para os parâmetros que foram estimados, a escolha foi por utilizar distribuições *a priori* semelhantes aos empregados na literatura relacionada. Para o parâmetro que governa a quantidade de trabalho das famílias pacientes na produção do bem intermediário, α, utilizamos uma distribuição *a priori* beta com média $0{,}64$, que consiste no valor estimado para os Estados Unidos por Iacoviello (2005). Para os parâmetros que governam o máximo de empréstimo que as famílias impacientes e empreendedores podem tomar, empregamos uma distribuição *a priori* beta com média $0{,}8$ e desvio padrão de $0{,}1$. O valor

Tabela 4. Parâmetros fixos.

Descrição	Símbolo	Valor
Parâmetros de preferência		
Fator de desconto das famílias pacientes	β^{PAC}	0,99
Fator de desconto das famílias impacientes	β^{IMP}	0,95
Fator de desconto dos empreendedores	γ	0,98
Peso sobre serviços de habitação	j	0,1
Peso sobre a oferta de trabalho	η	1,01
Parâmetros de tecnologia e custos de ajustamento		
Participação do capital físico na produção do bem intermediário	μ	0,3
Participação da habitação na produção do bem intermediário	υ	0,03
Parâmetro do custo de ajustamento de capital	ψ	2
Taxa de depreciação	δ	0,03
Parâmetros de rigidez de preços		
Mark-up no estado estacionário	X	1,05
Parâmetro de Calvo nos preços	ω	0,75

para a média é o mesmo empregado por Finocchiaro & Von Heideken (2013) para o caso dos Estados Unidos, Reino Unido e Japão, mas decidimos empregar um valor para o desvio padrão superior ao empregado por estes autores. Para o parâmetro que governa a autocorrelação do choque de preferência por habitação ρ_j empregamos como *priori* uma distribuição gamma com média $0{,}85$ e desvio padrão $0{,}1$. A média é a mesma estimada para os Estados Unidos por Iacoviello (2005). Para o processo que governa o choque de tecnologia, ρ_a, nós empregamos a mesma distribuição e hiperparâmetros, em linha com a literatura relacionada (Finocchiaro & Von Heideken, 2013; Smets & Wouters, 2003). Para o parâmetro de autocorrelação do processo para o choque de inflação (curva de Phillips), utilizamos como média a priori o valor estimado por Iacoviello (2005) para os Estados Unidos. Para os parâmetros da regra de Taylor, nós empregamos uma distribuição *a priori* e valores para os hiperparâmetros comumente utilizados na literatura (Smets & Wouters, 2003). O parâmetro que governa a resposta do banco central a mudanças nos preços, r_π, foi estabelecido em $1{,}5$, satisfazendo o princípio de Taylor. Para o coeficiente que mede a resposta do banco central ao hiato do produto, r_y, utilizamos uma distribuição a priori normal com média de $0{,}125$ (D. B. Carvalho et al., 2013). Para o parâmetro de interesse r_q, que governa a resposta do banco central a mudanças nos preços dos imóveis, utilizamos como *priori* uma distribuição normal e centramos a distribuição em zero com desvio padrão de $0{,}5$ (Finocchiaro & Von Heideken, 2013).

5.2. Resultados da Estimação

Esta subseção apresenta os resultados da estimação do modelo DSGE. A Tabela 5 apresenta os valores médios, os desvios padrão e os valores correspondentes aos limites inferiores (MDP inf) e superiores (MDP Sup) do intervalo de credibilidade de 95% de Máxima Densidade a Posteriori (MDP) dos parâmetros estimados utilizando a técnica de inferência Bayesiana para os dois tipos de modelos estimados.

Em linhas gerais, observa-se que os parâmetros estimados sofrem pouca alteração entre os dois modelos com médias posteriores muito próximas entre os dois modelos.[11] Os resultados das estimações revelam que os dados brasileiros são pouco informativos quanto à quantidade de trabalho das famílias pacientes na produção do bem intermediário, α. Resultado semelhante foi identificado por Finocchiaro & Von Heideken (2013) nas estimações deste parâmetro para o Reino Unido e Japão, onde o valor da

Tabela 5. Resultados da Estimação Bayesiana (parâmetros).

	Priori			*Sem preços dos imóveis*			*Com preços dos imóveis*		
	Dist. priori	Média priori	D. Padrão	Média Post.	MDP inf.	MDP Sup.	Média Post.	MDP inf.	MDP Sup.
α	Beta	0,640	0,1000	0,632	0,4693	0,7908	0,635	0,4794	0,7910
m^e	Beta	0,800	0,1000	0,182	0,1148	0,2436	0,200	0,1279	0,2722
m^{IMP}	Beta	0,800	0,1000	0,286	0,1768	0,3935	0,296	0,1758	0,4081
ρ_j	Beta	0,850	0,1000	0,996	0,9975	0,9998	0,996	0,9941	0,9990
ρ_A	Beta	0,850	0,1000	0,994	0,9882	0,9994	0,994	0,9884	0,9995
ρ_u	Beta	0,590	0,1000	0,563	0,4948	0,6304	0,553	0,4822	0,6243
σ_u	Gama Inversa	0,050	2,0000	0,048	0,0154	0,0826	0,053	0,0149	0,0927
σ_j	Gama Inversa	0,050	2,0000	0,050	0,0151	0,0890	0,049	0,0155	0,0842
σ_A	Gama Inversa	0,050	2,0000	0,050	0,0113	0,0869	0,046	0,0156	0,0786
σ_R	Gama Inversa	0,050	2,0000	0,048	0,0153	0,0837	0,049	0,0152	0,0864
r_R	Beta	0,800	0,1000	0,952	0,9410	0,9628	0,943	0,9296	0,9567
r_π	Normal	1,500	0,5000	1,407	1,2591	1,5600	1,381	1,2467	1,5164
r_Y	Normal	0,125	0,0500	0,058	0,0328	0,0809	0,039	0,0250	0,0540
r_q	Normal	0,000	0,500				0,825	0,3353	1,3201

Nota: MDP Inf. e MDP Sup. referem-se aos limites inferiores e superiores de um Intervalo de credibilidade de 95% de Máxima Densidade a Posteriori, respectivamente.

[11] As figuras de B-1 a B-4 no Apêndice B apresentam as distribuições a priori e a posteriori dos parâmetros.

média *a posteriori* foi exatamente igual ao valor da *priori*.[12] Para os parâmetros que definem o máximo de empréstimo que famílias impacientes e empreendedores podem tomar, m^{IMP} e m^{e}, respectivamente, os valores foram mais baixos do que a média *a priori*. Estas estimativas talvez reflitam o fato de que famílias e empresas no país sejam mais restritas no acesso ao crédito do que no caso dos países desenvolvidos. Os parâmetros dos choques de preferência e tecnologia foram mais altos do que a média *a priori*, revelando que estes choques são mais persistentes do que a hipótese inicial como definida pelos hiperparâmetros da distribuição *a priori*.[13]

Em relação aos parâmetros da função de reação do banco central, o parâmetro que mede a resposta do banco central a mudanças na expectativa de inflação foi positivo e maior que a unidade, satisfazendo o princípio de Taylor. De mesmo modo, o parâmetro que mede a resposta a desvios do produto foi positivo. Ambos os parâmetros sugerem o comportamento de um banco central operando em um regime de metas de inflação flexível, atribuindo peso tanto à inflação quanto ao lado real da economia.

Em relação aos preços das habitações, a mediana do parâmetro que reflete a resposta do banco central, r_q, foi positiva e significativa. Portanto, assim como no caso dos modelo de equação simples, há indicações de que o BACEN considerou explicitamente os preços das habitações em sua função de reação no período de análise.[14] Uma razão possível para o comportamento do BACEN é que ele tenha agido preventivamente, buscando atenuar uma expansão ainda mais acentuada nos preços dos imóveis. Tal comportamento provocaria distorções nos níveis de consumo e investimento e, possivelmente, na dinâmica inflacionária, conforme explicitado nos trechos das atas do COPOM mencionadas anteriormente.

Comparando esse resultado com os obtidos por Iacoviello (2005) e Finocchiaro & Von Heideken (2013) é possível verificar que, para o caso americano, o fato do Banco Central responder às flutuações nos preços dos ativos não produz ganhos significativos em termos de estabilização de produto e inflação. Essa distinção pode ser explicada pelas diferenças de desenvolvimento nos mercados de créditos desses países e na capacidade de o Banco Central influenciar o comportamento dos preços dos imóveis.

O mercado de imóveis no Brasil ainda é fortemente influenciado por alterações nas condições de crédito, fato que amplia o poder de influência da taxa de juros no comportamento dos preços dos imóveis. No caso americano, Boivin, Kiley & Mishkin (2010) ressalta que mudanças na estrutura institucional dos mercados de crédito influenciaram o mecanismo de transmissão monetária naquele país. Dentre essas, os autores destacam a liberalização financeira e regulação na década de 1980 e o surgimento do mercado de securitização de hipotecas, reduzindo os efeitos da política monetária sobre as restrições de crédito e, consequentemente, no mercado de imóveis.

5.3. Avaliando os modelos

Uma ferramenta conveniente na análise Bayesiana é o uso das estimativas na comparação entre modelos alternativos. Uma destas formas é utilizar a densidade marginal dos dados associada com cada modelo e compará-las entre si e, por conseguinte, escolher o modelo que é melhor suportado pelos dados. Uma das formas de se obter a densidade marginal dos dados, a partir da distribuição conjunta posterior, é utilizar o estimador de Geweke (1999), o *modified harmonic mean estimator*. A Tabela 6 apresenta os valores para a densidade marginal dos dados (em log) computada utilizando este estimador.

A comparação entre os modelos produz alguma evidência favorável ao modelo com preços da habitações incluso.[15] Portanto, com base nas estimações, pode-se dizer de que há evidência, embora

[12] Esta talvez seja uma das razões porque Gomes & Mendicino (2015) decidem por não estimar este parâmetro.

[13] Finocchiaro & Von Heideken (2013) obtêm resultados semelhantes nas estimações dos processos dos choques para os Estados Unidos, Reino Unido e Japão.

[14] Este resultado ficará mais evidente a partir da análise da densidade marginal dos dados na próxima subseção.

[15] Kass & Raftery (1995) apresentam os parâmetros para comparação entre os modelos.

Tabela 6. Comparação entre os Modelos.

Especificação	Densidade Marginal dos Dados $\log p(\mathcal{Y}\mid \mathcal{M})$	Log Fator de Bayes
Sem preços da habitações ($\mathcal{M}_1$)	94,4558	0
Com preços das habitações ($\mathcal{M}_2$)	95,7158	1,26

Nota: A densidade marginal dos dados foi calculada pelo *modified harmonic mean estimator*.

limitada, de que o banco central considerou explicitamente na sua decisão de taxa de juros o comportamento dos preços das habitações no Brasil.

Uma análise das funções de resposta à impulso indica que a inclusão dos preços das habitações na função de reação alteram pouco a transmissão da política monetária sobre o PIB, o consumo das famílias, a inflação e tampouco da oferta de trabalho. Em outras palavras, a partir da Figura C-5 (ver Apêndice C) é possível perceber que o aumento na taxa de juros trouxe efeitos recessivos típicos na economia, mostrando que o choque positivo de juros promoveu uma redução no consumo, oferta de trabalho, inflação, preços dos imóveis e demanda agregada, sendo esses efeitos observados, independentemente, de o Banco Central incluir ou não os preços dos imóveis na função de reação.

Por outro lado, a crise *Subprime* trouxe de volta o debate sobre os efeitos econômicos da expansão dos preços dos ativos e a indagação sobre o papel do Banco Central nesses momentos. Esse efeito é tratado na Figura C-6 (ver Apêndice C), onde é mostrado o comportamento das principais variáveis do modelo a um choque na preferência por habitação, que, no nosso modelo, representa um "choque" nos preços das habitações.

É importante lembrar que um dos principais argumentos a favor da resposta do Banco Central a esse aumento nos preços dos imóveis é dado pelo efeito riqueza sobre as escolhas dos agentes econômicos, causado pela alteração do valor do seu patrimônio e pela ampliação de suas possibilidades de endividamento das famílias. A força desse mecanismo está diretamente ligada ao déficit habitacional do país, tendo em vista que, o aumento nos preços dos imóveis afetam positivamente o patrimônio dos indivíduos detentores desses ativos e negativamente aqueles que não possuem imóveis (isso é verdade se considerarmos o mercado de aluguéis como um substituto do mercado de imóveis).

Além disso, a literatura enfatiza o canal de investimento representado pelo q de Tobin. Nesse caso, quando o valor de mercado da empresa é superior ao custo de substituição do capital isso reduz o custo do investimento, fazendo com que as empresas ampliem a produção de habitações e expandindo a demanda agregada. Em relação aos resultados obtidos para a economia brasileira, percebe-se, a partir da Figura C-6, que a expansão nos preços das habitações promovem uma expansão no consumo das famílias, quando o Banco Central não incluiu os preços desse ativo na função de reação e, além disso, há um aumento na oferta de trabalho e na demanda agregada.

Essa expansão nos preços dos imóveis não deveria ser tratado como algo positivo? O problema surge quando ocorre a reversão no ciclo de aumentos dos preços dos imóveis, onde, em geral, esse resultado promove um desaquecimento no setor de habitações, afetando negativamente as restrições de empréstimos das famílias e, consequentemente, consumo. Além disso, ocorre uma piora nas condições de financiamento das firmas, influenciando suas decisões de investimento. Conjuntamente, esses efeitos negativos irão propagar-se para o mercado de trabalho e demanda agregada.

Assim, percebe-se, a partir da Figura C-6, que o fato de o Banco Central incluir os preços dos imóveis na função de reação reduz o risco de expansão-depressão (*boom-bust*) do consumo, que, em última instância, reduz a instabilidade econômica através da redução da volatilidade do produto e da inflação, tal como ressaltou Cecchetti et al. (2002).

6. CONCLUSÃO

O comportamento recente dos preços nos imóveis no Brasil levanta a questão se, e em que medida, o Banco Central brasileiro tem reagido a este cenário. Este artigo investiga esta problemática através de duas estratégias principais. A primeira consiste na estimação de funções de reação do banco central utilizando equações simples, com a inclusão dos preços das habitações como um dos argumentos da equação. A segunda desenvolve um modelo Dinâmico Estocástico de Equilíbrio Geral (DSGE) e usa o modelo para produzir inferências sobre o comportamento da política monetária diante dos preços das habitações.

Os resultados indicam que o banco central incorporou explicitamente, nas suas decisões de política monetária, o comportamento dos preços das habitações. Ao reagir aos preços das habitações, o banco central brasileiro pode ter assumido uma postura de atenuar os impactos que preços mais elevados poderiam causar sobre a dinâmica inflacionária.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Andrews, D. W. K. (1999). Consistent moment selection procedures for generalized method of moments estimation. *Econometrica*, *67*(3), 543–563. doi: 10.1111/1468-0262.00036

Aragón, E. K. d. S. B., & Medeiros, G. B. d. (2013). Testing asymmetries in central bank preferences in a small open economy: A study for Brazil. *EconomiA*, *14*(2), 61–76. doi: 10.1016/j.econ.2013.08.004

Batini, N., & Nelson, E. (2000). *When the bubble bursts: Monetary policy rules and foreign exchange market behavior.* Disponível em: http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.202.2783&rep=rep1&type=pdf

Bernanke, B. S., & Gertler, M. (2001). Should central banks respond to movements in asset prices? *The American Economic Review*, *91*(2), 253–257.

Bernanke, B. S., Gertler, M. & Gilchrist, S. (1999). The financial accelerator in a quantitative business cycle framework. In J. B. Taylor & M. Woodford (Eds.), *Handbook of macroeconomics* (Vol. 1A, pp. 1341–1393). Elsevier. doi: 10.1016/S1574-0048(99)10034-X

Besarria, C. d. N., Paes, N. & Silva, M. E. A. d. (na gráfica). Testing for bubbles in housing markets: Some evidence for Brazil. *International Journal of Housing Markets and Analysis*.

Boivin, J., Kiley, M. T. & Mishkin, F. S. (2010). How has the monetary transmission mechanism evolved over time? In B. M. Friedman & M. Woodford (Eds.), *Handbook of monetary economics* (Vol. 3, pp. 369–422). Elsevier. doi: 10.1016/B978-0-444-53238-1.00008-9

Bordo, M. D., & Jeanne, O. (2002, maio). *Boom-busts in asset prices, economic instability, and monetary policy* (Working Paper Nº 8966). National Bureau of Economic Research (NBER). doi: 10.3386/w8966

Borges Filho, J. P. (2006). *Regra de Taylor no Brasil e preços de ativos financeiros: 1999–2005* (Dissertação de mestrado, FGV/EPGE, Rio de Janeiro, RJ). Disponível em: http://hdl.handle.net/10438/305

Borio, C., & Lowe, P. (2002, julho). *Asset prices, financial and monetary stability: Exploring the nexus* (BIS Working Paper Nº 114). Basel, Switzerland: Bank for International Settlements (BIS). Disponível em: https://www.bis.org/publ/work114.htm

Brooks, S. P., & Gelman, A. (1998). General methods for monitoring convergence of iterative simulations. *Journal of Computational and Graphical Statistics*, *7*(4), 434–455. doi: 10.1080/10618600.1998.10474787

Browning, M., Gørtz, M. & Leth-Petersen, S. (2013). Housing wealth and consumption: A micro panel study. *The Economic Journal*, *123*(568), 401–428. doi: 10.1111/ecoj.12017

Calvo, G. A. (1983). Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of Monetary Economics*, *12*(3), 383–398. doi: 10.1016/0304-3932(83)90060-0

Campbell, J. Y., & Cocco, J. F. (2007). How do house prices affect consumption? Evidence from micro data. *Journal of Monetary Economics*, *54*(3), 591–621. doi: 10.1016/j.jmoneco.2005.10.016

Carlstrom, C. T., & Fuerst, T. S. (2007). Asset prices, nominal rigidities, and monetary policy. *Review of Economic Dynamics*, *10*(2), 256–275. doi: 10.1016/j.red.2006.11.005

Carvalho, C., Pasca, N., Souza, L. & Zilberman, E. (2014). *Macroeconomic effects of credit deepening in Latin America* (Texto para Discussão Nº 629). Rio de Janeiro: PUC-Rio. Disponível em: http://www.econ.puc-rio.br/biblioteca.php/trabalhos/show/1619

Carvalho, D. B., Silva, M. E. A. d. & Silva, I. E. M. (2013). Efeitos dos choques fiscais sobre o mercado de trabalho brasileiro. *Revista Brasileira de Economia*, *67*(2), 177–200. doi: 10.1590/S0034-71402013000200002

Cecchetti, S. G., Genberg, H., Lipsky, J. & Wadhwani, S. (2000). *Asset prices and central bank policy* (The Geneva Reports on the World Economy Nº 2). Geneva: International Center Monetary and Banking Studies (ICMB); Centre for Economic Policy Research (CEPR). Disponível em: http://www.icmb.ch/ICMB/Publications_files/Geneva%202.pdf

Cecchetti, S. G., Genberg, H. & Wadhwani, S. (2002, maio). *Asset prices in a flexible inflation targeting framework* (Working Paper Nº 8970). National Bureau of Economic Research (NBER). doi: 10.3386/w8970

Dias, V. P., Diniz, É. & Issler, J. V. (2013, março). *Non-durable consumption and real-estate prices in Brazil: Panel-data analysis at the state level* (Ensaios Econômicos Nº 739). Rio de Janeiro: FGV/EPGE. Disponível em: http://hdl.handle.net/10438/10713

Dupor, B. (2002). The natural rate of *Q*. *American Economic Review*, *92*(2), 96–101. doi: 10.1257/000282802320189078

Durré, A. (2001, junho). *Would it be optimal for central banks to include asset prices in their loss function?* (Working Paper). Université Catholique de Louvain, Institut de Recherches Economiques et Sociales (IRES). Disponível em: http://hdl.handle.net/2078.1/5577

FGV Projetos. (2007, março). *O crédito imobiliário no Brasil: Caracterização e desafios*. São Paulo: Fundação Getulio Vargas. Disponível em: https://www.abecip.org.br/download?file=trabalho-fgv.pdf

FGV Projetos. (2014). *Políticas permanentes de habitação: A importância do programa Minha Casa Minha Vida*. Fundação Getúlio Vargas.

Filardo, A. J. (2000). Monetary policy and asset prices. *Economic Review*, *85*(3), 11–38. Disponível em: https://www.kansascityfed.org/~/media/files/publicat/econrev/econrevarchive/2000/3q00fila.pdf

Filardo, A. J. (2001, julho). *Should monetary policy respond to asset price bubbles? Some experimental results* (Research Working Paper Nº 01-04). Federal Reserve Bank of Kansas City. Disponível em: https://www.kansascityfed.org/~/media/files/publicat/reswkpap/pdf/rwp01-04.pdf

Finocchiaro, D., & Von Heideken, V. Q. (2013). Do central banks react to house prices? *Journal of Money, Credit and Banking*, *45*(8), 1659–1683. doi: 10.1111/jmcb.12065

Furlani, L. G. C., Portugal, M. S. & Laurini, M. P. (2010). Exchange rate movements and monetary policy in Brazil: Econometric and simulation evidence. *Economic Modelling*, *27*(1), 284–295. doi: 10.1016/j.econmod.2009.09.008

Garcia, F. (2010, 19 de dezembro). *Habitação e crescimento sustentado* [slides]. São Paulo: FIESP. Disponível em: http://az545403.vo.msecnd.net/observatoriodaconstrucao/2015/10/Apresentacao-FGV.pdf (Apresentado no 9º Congresso Brasileiro da Construção — ConstruBusiness 2010 — *Brasil 2022: Planejar, construir, crescer*)

Gerali, A., Neri, S., Sessa, L. & Signoretti, F. M. (2010). Credit and banking in a DSGE model of the Euro Area. *Journal of Money, Credit and Banking*, *42*(Supplement s1), 107–141. doi: 10.1111/j.1538-4616.2010.00331.x

Geweke, J. (1999). Using simulation methods for bayesian econometric models: Inference, development, and communication. *Econometric Reviews*, *18*(1), 1–73. doi: 10.1080/07474939908800428

Gomes, S., & Mendicino, C. (2015, 2 de abril). *Housing market dynamics: Any news?* (Working Paper Nº 1775). Frankfurt: European Central Bank. Disponível em: https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp1775.en.pdf

Goodhart, C., & Hofmann, B. (2000, Junho). Asset prices and the conduct of monetary policy. In *Sveriges Riksbank and Stockholm School of Economics Conference on Asset Markets and Monetary Policy*, Stockholm.

Holland, M. (2005, 6–9 de dezembro). Monetary and exchange rate policy in Brazil after inflation targeting. In *XXXIII Encontro Nacional de Economia da ANPEC*, Natal, RN. Disponível em: http://www.anpec.org.br/encontro2005/artigos/A05A032.pdf

Iacoviello, M. (2005). House prices, borrowing constraints, and monetary policy in the business cycle. *American Economic Review*, *95*(3), 739–764. doi: 10.1257/0002828054201477

Kanczuk, F. (2013). Um termômetro para as macro-prudenciais. *Revista Brasileira de Economia*, *67*(4), 497–512. doi: 10.1590/S0034-71402013000400006

Kass, R. E., & Raftery, A. E. (1995). Bayes factors. *Journal of the American Statistical Association*, *90*(430), 773–795. doi: 10.1080/01621459.1995.10476572

Klein, J. C. (2007). *Preços de ativos e determinação da política monetária brasileira: Uma análise empírica* (Dissertação de mestrado, PUC-Rio, Rio de Janeiro). doi: 10.17771/PUCRio.acad.10559

Kuttner, K. (2011). *Monetary policy and asset price volatility: Should we refill the Bernanke–Gertler prescription?* (Working Paper Nº 2011-04). Williamstown, MA: Department of Economics, Williams College. Disponível em: http://web.williams.edu/Economics/wp/KuttnerMonetaryPolicyAndAssetPriceVolatility.pdf

Lopes, K. C., & Aragón, E. K. d. S. B. (2014). Preferências assimétricas variantes no tempo na função perda do Banco Central do Brasil. *Análise Econômica*, *32*(62), 33–62. doi: 10.22456/2176-5456.37596

Lubik, T. A., & Schorfheide, F. (2007). Do central banks respond to exchange rate movements? A structural investigation. *Journal of Monetary Economics*, *54*(4), 1069–1087. doi: 10.1016/j.jmoneco.2006.01.009

McDonald, J. F., & Stokes, H. H. (2013). Monetary policy and the housing bubble. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, *46*(3), 437–451. doi: 10.1007/s11146-011-9329-9

Mendonça, M. J., & Sachsida, A. (2012). *Existe bolha no mercado imobiliário brasileiro?* (Texto para Discussão Nº 1762). Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA).

Minella, A., Freitas, P. S. d., Goldfajn, I. & Muinhos, M. K. (2003). Inflation targeting in Brazil: Constructing credibility under exchange rate volatility. *Journal of international Money and Finance*, *22*(7), 1015–1040.

Mishkin, F. S. (2007, outubro). *Housing and the monetary transmission mechanism* (Working Paper Nº 13518). National Bureau of Economic Research (NBER). doi: 10.3386/w13518

Policano, R. M., & Bueno, R. D. L. S. (2006, 5–8 de dezembro). A sensibilidade da política monetária no brasil: 1995–2005. In *XXXIV Encontro Nacional de Economia da ANPEC*, Salvador. Disponível em: http://www.anpec.org.br/encontro2006/artigos/A06A083.pdf

Roubini, N. (2006). Why central banks should burst bubbles. *International Finance*, *9*(1), 87–107. doi: 10.1111/j.1468-2362.2006.00032.x

Smets, F., & Wouters, R. (2003). An estimated dynamic stochastic general equilibrium model of the euro area. *Journal of the European Economic Association*, *1*(5), 1123–1175. doi: 10.1162/154247603770383415

Smets, F., & Wouters, R. (2007). Shocks and frictions in US business cycles: A Bayesian DSGE approach. *The American Economic Review*, *97*(3), 586–606. doi: 10.1257/aer.97.3.586

Soares, J. J. S., & Barbosa, F. d. H. (2006, 5–8 de dezembro). Regra de Taylor no Brasil: 1999–2005. In *XXXIV Encontro Nacional de Economia da ANPEC*, Salvador. Disponível em: http://www.anpec.org.br/encontro2006/artigos/A06A085.pdf

Stock, J. H., Wright, J. H. & Yogo, M. (2002). A survey of weak instruments and weak identification in generalized method of moments. *Journal of Business & Economic Statistics*, *20*(4), 518–529. doi: 10.1198/073500102288618658

Taylor, J. B. (1993). Discretion versus policy rules in practice. , *39*, 195–214. doi: 10.1016/0167-2231(93)90009-L

Vickers, J. (2000). Monetary policy and asset prices. *The Manchester School*, *68*(Supplement s1), 1–22. doi: 10.1111/1467-9957.68.s1.1

Woodford, M. (2011). *Interest and prices: Foundations of a theory of monetary policy*. Princeton University Press.

APÊNDICE A. ESTIMAÇÃO FIML DO MODELO ESTRUTURAL

Inicialmente, foi estimado um VAR na forma reduzida utilizando as variáveis PIB, Inflação e preços das habitações, sem incluir a taxa de juros, tal como proposto por Finocchiaro & Von Heideken (2013). O propósito é encontrar a relação e ordem de defasagem dessas variáveis, sendo representadas por

$$y_t - \beta_1 y_{t-1} - \beta_2 \pi_{t-1} = u_{1t}, \tag{A-1}$$

$$\pi_t - \gamma_1 \pi_{t-1} = u_{2t}, \tag{A-2}$$

$$\Delta q_t - \lambda_1 \Delta q_{t-1} = u_{3t}. \tag{A-3}$$

Ao se incluir a equação proposta por Taylor (1993),

$$\hat{r_t} = \alpha_1 r_{t-1} + \alpha_2 y_t + \alpha_3 \pi_{t+1} + \alpha_4 \Delta q_t + u_{4t}. \tag{A-4}$$

Sendo $\rho_r = \alpha_1$, $\Gamma_y = \alpha_2$, $\Gamma_\pi = \alpha_3$ e $\Gamma_q = \alpha_4$, obtém-se o sistema de equações representado por

$$\begin{pmatrix} y_t & \pi_t & r_t & q_t \end{pmatrix} \times \begin{pmatrix} 1 & 0 & -\alpha_2 & 0 \\ 0 & 1 & -\alpha_3 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & -\alpha_4 & 1 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} y_{t-1} & \pi_{t-1} & r_{t-1} & q_{t-1} \end{pmatrix} \times \begin{pmatrix} -\beta_1 & 0 & 0 & 0 \\ -\beta_2 & -\gamma_1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & -\alpha_1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & -\lambda_1 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ u_{3t} \\ u_{4t} \end{pmatrix},$$

ou, de forma mais compacta,

$$z_t B + x_t A = u_t, \tag{A-5}$$

onde

$$z_t = \begin{pmatrix} y_t & \pi_t & r_t & q_t \end{pmatrix}; \qquad x_t = \begin{pmatrix} y_{t-1} & \pi_{t-1} & r_{t-1} & q_{t-1} \end{pmatrix};$$

$$B = \begin{pmatrix} 1 & 0 & -\alpha_2 & 0 \\ 0 & 1 & -\alpha_3 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & -\alpha_4 & 1 \end{pmatrix}; \qquad A = \begin{pmatrix} -\beta_1 & 0 & 0 & 0 \\ -\beta_2 & -\gamma_1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & -\alpha_1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & -\lambda_1 \end{pmatrix}; \qquad u_t = \begin{pmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ u_{3t} \\ u_{4t} \end{pmatrix}.$$

O estimador de máxima verossimilhança para sistemas de equações é comumente referido como estimador de máxima verossimilhança de informação completa (FIML). Considerando o sistema de equações em (A-5). Para um sistema de N equações, a densidade de u_t assume a forma de uma distribuição normal multivariada

$$f(u_t) = \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}}\right)^N (|V|)^{-\frac{1}{2}} \exp\left(-\frac{1}{2}\left(u_t V^{-1} u_t'\right)\right), \tag{A-6}$$

onde

$$V = \begin{pmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} & \sigma_{13} & \sigma_{14} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} & \sigma_{23} & \sigma_{24} \\ \sigma_{31} & \sigma_{32} & \sigma_{33} & \sigma_{34} \\ \sigma_{41} & \sigma_{42} & \sigma_{43} & \sigma_{44} \end{pmatrix}.$$

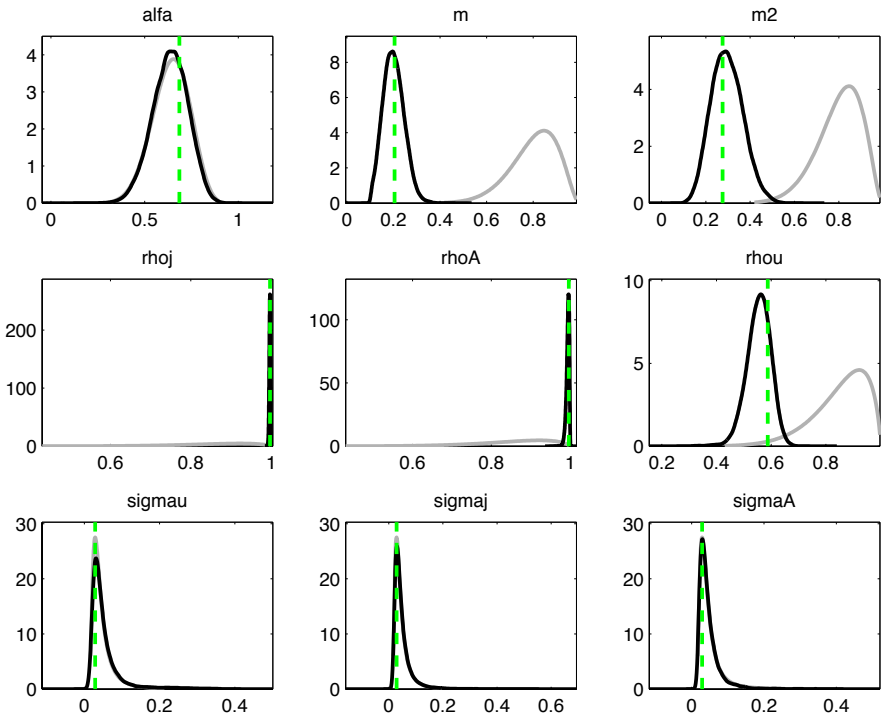
A partir da densidade multivariada de z_t condicionada a x_t, tem-se:

$$f(z_t) = f(u_t)\left(\left|\frac{\partial u_t}{\partial z_t}\right|\right), \tag{A-7}$$

sendo $\left(|\partial u_t / \partial z_t|\right)$ a matriz jacobiana.

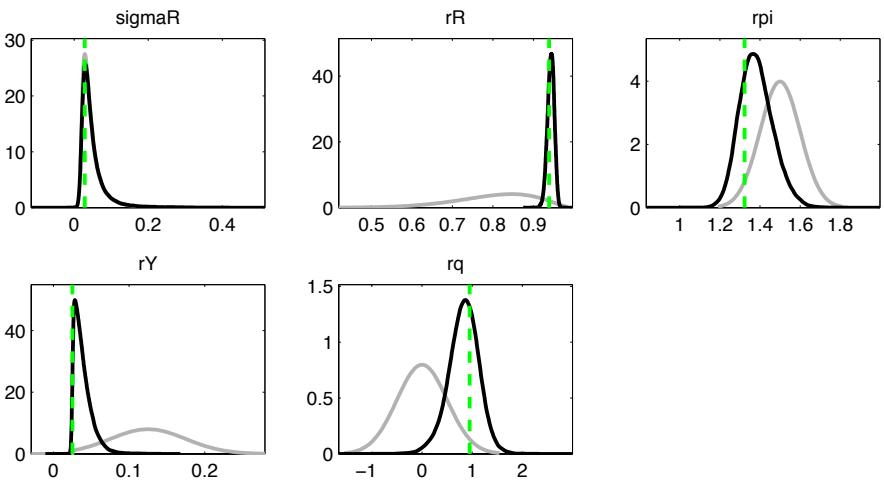
APÊNDICE B. DISTRIBUIÇÕES A PRIORI E A POSTERIORI DOS PARÂMETROS

Figura B-1. Distribuições a Priori e a Posteriori: Modelo com preços dos imóveis.



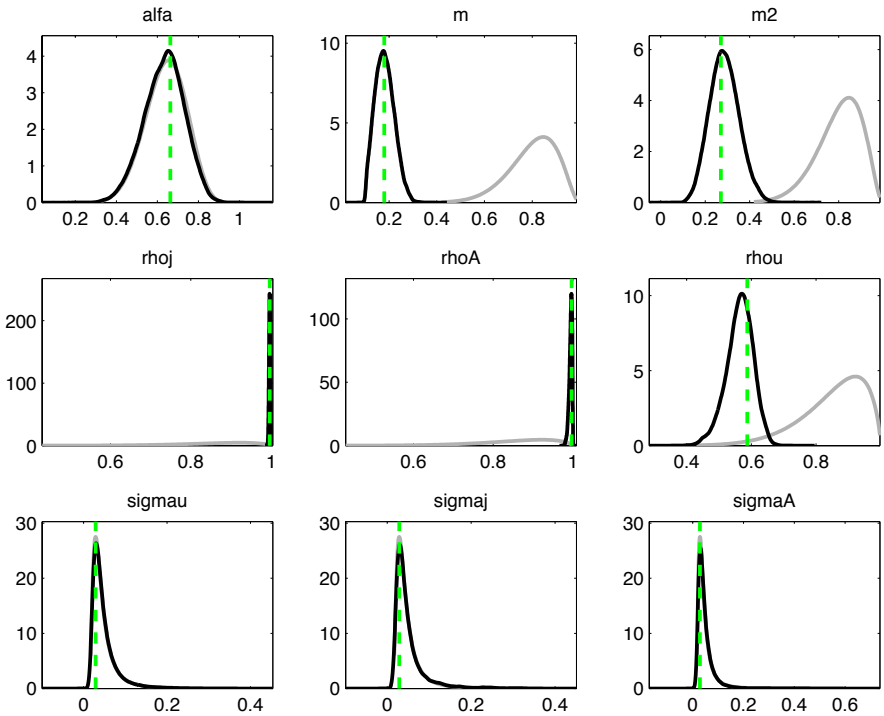
Nota: A linha tracejada representa a moda posterior obtida no processo de otimização, enquanto a curva em preto representa a distribuição *a posteriori* e a curva mais clara a distribuição *a priori* dos parâmetros.

Figura B-2. Distribuições a Priori e a Posteriori: Modelo com preços dos imóveis.



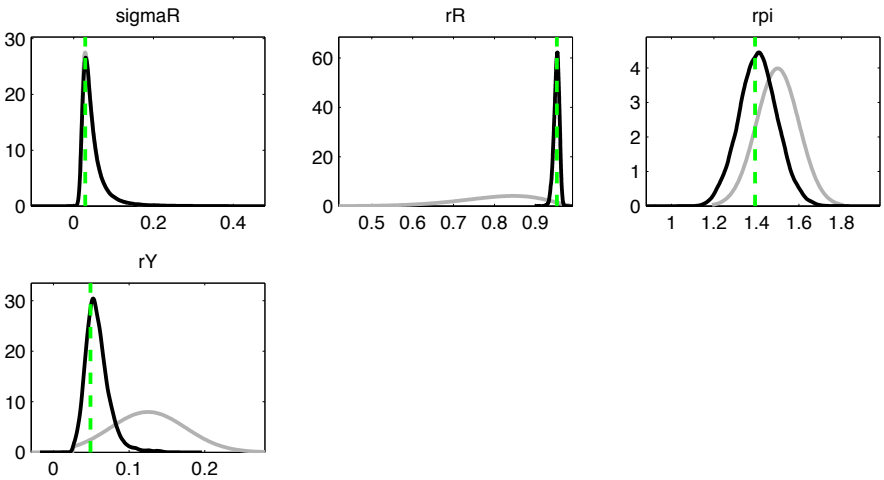
Nota: A linha tracejada representa a moda posterior obtida no processo de otimização, enquanto a curva em preto representa a distribuição *a posteriori* e a curva mais clara a distribuição *a priori* dos parâmetros.

Figura B-3. Distribuições a Priori e a Posteriori: Modelo sem preços dos imóveis.



Nota: A linha tracejada representa a moda posterior obtida no processo de otimização, enquanto a curva em preto representa a distribuição *a posteriori* e a curva mais clara a distribuição *a priori* dos parâmetros.

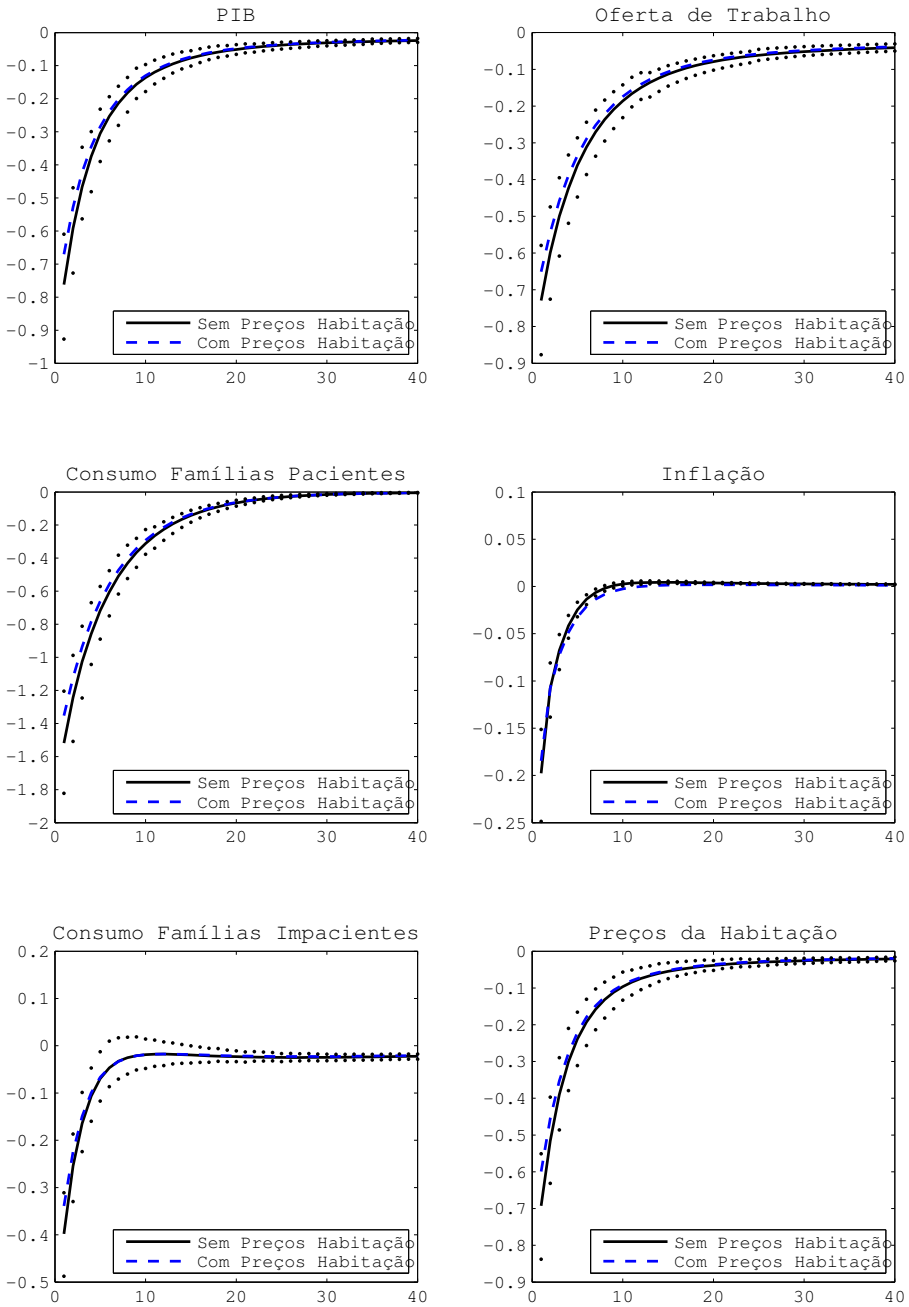
Figura B-4. Distribuições a Priori e a Posteriori: Modelo sem preços dos imóveis.



Nota: A linha tracejada representa a moda posterior obtida no processo de otimização, enquanto a curva em preto representa a distribuição *a posteriori* e a curva mais clara a distribuição *a priori* dos parâmetros.

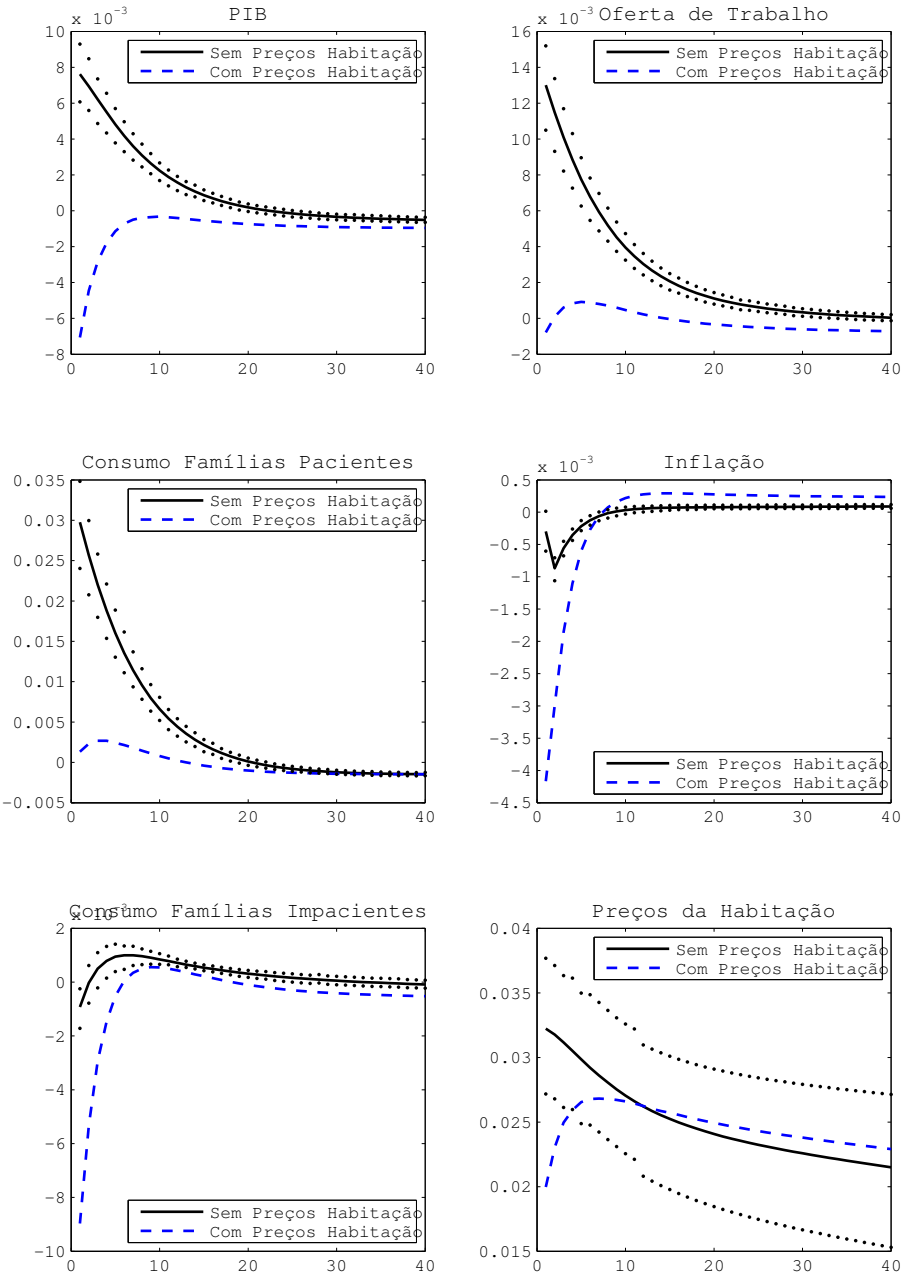
APÊNDICE C. FUNÇÕES DE RESPOSTA À IMPULSO

Figura C-5. Funções de Resposta à Impulso a um choque de um desvio padrão na Taxa Nominal de Juros.



Nota: As linhas pontilhadas representam um intervalo de credibilidade de 68% para o caso sem preços da habitação.

Figura C-6. Funções de Resposta à Impulso a um choque de um desvio padrão na preferência por habitação.



Nota: As linhas pontilhadas representam um intervalo de credibilidade de 68% para o caso sem preços da habitação.