r b e
REVISTA BRASILEIRA DE ECONOMIA
DOI 10.5935/0034-7140.20190001
ISSN 1806-9134 (online)
FGV
FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS

Mensurando as Disparidades Regionais no Brasil: Salários, Custo de Vida e Amenidades Locais

Túlio Antonio Cravo[*]
Guilherme Mendes Resende[†,‡]
Bruno de Oliveira Cruz[§]

Sumário

1. Motivação 1
2. Equilíbrio espacial e a literatura recente sobre o tema 2
3. Método de análise 7
4. Descrição dos dados 8
5. Resultados e discussão 10
6. Conclusões 13
Apêndice. 17

Palavras-chave
Mercado de trabalho, custo de vida, amenidades, equilíbrio espacial, Brasil

JEL Codes
J30, J40, R23

Resumo · Abstract

This paper presents an alternative measure for quality of life (amenities) given by the housing-cost-earnings differentials for micro-regions of Brazil calculated based on microdata from the 2010 Census. The paper show that housing rentals and earnings increase in a nearly linear manner. The results for the quality of life index adjusted by housing quality and caracteristics of its tenant suggest that poorer micro-regions have lower levels of ameinities. Furthermore, the results indicate that the value of amenities is related to geographic location.
o valor das amenidades está relacionado com a localização geográfica.

1. Motivação

As disparidades regionais de salários e de PIB per capita são fatos estilizados dos estudos sobre economia regional no Brasil. As diferenças salariais entre regiões são motivo de preocupação, porque parecem implicar diferenças no padrão de vida e de bem-estar econômico (Gibbons, Overman, & Resende, 2011). Por exemplo, Rosen (1979) e Roback (1982) argumentam que níveis elevados de salários nominais podem compensar aluguéis mais elevados ou alguma amenidade negativa e, portanto, as disparidades espaciais de salários nominais são pouco informativas se não levarmos em conta as diferenças nos custos de vida e disponibilidade de amenidades locais.[1] É fundamental, portanto, avaliarmos empiricamente a relação entre salários, custos de vida e amenidades locais para discutirmos a pertinência de políticas regionais que tem como objetivo a redução das disparidades regionais de renda.

[*]Banco Interamericano de Desenvolvimento (BID), Divisão Mercado de Trabalho e Previdência. SEN Quadra 802, Conj. F, Lote 39, Brasilia, DF, CEP 70800-400, Brasil.

[†]Conselho Administrativo de Defesa Econômica (CADE). SEPN, Entrequadra 515, Conjunto D, Lote 4, Brasília, DF, CEP 70770-504, Brasil.

[‡]Instituto Brasiliense de Direito Público (IDP). SGAS II St. de Grandes Áreas Sul 607, Brasília, DF, CEP 70200-670, Brasil.

[§]Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Diretoria de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais (Dirur). Setor Bancário Sul, Quadra 1, Ed. BNDES, Brasília, DF, CEP 70076-900, Brasil.

tcravo@iadb.org guilherme.resende@cade.gov.br bruno.cruz@ipea.gov.br

[1]Entre amenidades positivas temos, por exemplo, a qualidade do ar, presença de áreas verdes e acesso ao lazer. Por outro lado, amenidades negativas estão relacionadas, por exemplo, com a taxa de criminalidade e poluição.

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

Recebido em 09 de novembro de 2015
Aceitação final em 09 de Agosto de 2018

Este artigo utiliza os micro-dados do Censo de 2010 do Brasil para avaliar se os salários mais elevados em determinado município ou microrregião são compensados pelo aumento dos custos de habitação (proxy do custo de vida). Além disso, o estudo também analisa o papel das amenidades locais na compensação dos diferenciais de salários nominais e custos locais. Busca-se, pois, traçar a relação entre salários nominais, custos de vida e amenidades. Esta linha de pesquisa — que pode ser chamada de estudos de "qualidade de vida" — tem uma longa tradição na busca da mensuração da valoração de amenidades. Dentre os principais estudos podemos citar Blomquist, Berger, e Hoehn (1988), Gyourko e Tracy (1991), Glaeser e Maré (2001), Albouy (2008/2011) e Gibbons et al. (2011). No Brasil, apesar de existirem estudos que estudem esta questão em nível macrorregional, estadual e por regiões metropolitanas (Azzoni & Servo, 2002; Rocha & Magalhães, 2011); no presente estudo, pela primeira vez, investiga-se os diferenciais entre salários nominais e custo de vida em nível microrregional a partir da utilização dos micro-dados do Censo de 2010.

Em suma, o artigo tem o objetivo de investigar três questões: (i) verificar a relação de custo de habitação e salário nominal; (ii) gerar uma medida de "qualidade de vida" microrregional a partir da diferença entre o custo da habitação e salários; e (iii) mensurar a extensão das disparidades de salários "reais" entre as microrregiões no Brasil. Deve-se lembrar que a construção de índices de nível de preços em termos regionais não possui uma metodologia consagrada na literatura nacional, desta forma este artigo contribui com uma proposta simples e intituitiva da mensuração das diferenças locais entre as regiões brasileiras.

A ideia básica da abordagem aqui utilizada é que o valor das amenidades ou a "qualidade de vida" de um município ou microrregião pode ser medida por meio da diferença entre os custos de habitação naquele local e os ganhos esperados em postos de trabalho que estão acessíveis no mesmo local. Subjacente a este raciocínio é o princípio do equilíbrio espacial que será tratado na próxima seção. Na seção 3, descreve-se o método para se analisar a relação entre salários nominais e custos de habitação. A seção 4 descreve a base de dados utilizada no estudo. Os resultados da análise são discutidos na seção 5. Por fim, a seção 6 traz as conclusões do trabalho.

2. Equilíbrio espacial e a literatura recente sobre o tema

O modelo de equilíbrio espacial tem grande importância na literatura de economia urbana, uma vez que determina de forma simultânea o preço da terra e da mão de obra, tendo Roback (1982) como principal referência que analisa a relação entre salários e preços dos imóveis. A lógica do modelo de equilíbrio é bastante simples, ele prediz que o nível de bem-estar entre regiões seria equalizado, pois haveria livre mobilidade de mão de obra e capital, tanto terra como trabalho entrariam como insumo na produção das firmas. Assim, firmas e trabalhadores poderiam se deslocar para onde houvesse a melhor combinação de salário e preço da terra.

As regiões seriam diferentes por apresentarem atratividades diversas, como clima, proximidade do mar. Ou seja, pelo fato de terem características distintas, as cidades se tornariam mais atrativas que outras para trabalhadores com preferências idênticas e firmas homogêneas. Desta forma, nestes locais mais atrativos as pessoas ficariam dispostas a pagar mais para morar neste local ou mesmo receber menos pelo mesmo tipo de trabalho. Por outro lado, tudo mais constante, firmas prefeririam pagar menos pelo preço da terra e pela mão de obra. De maneira simplificada, no modelo de Roback (1982) apresentado abaixo, as

famílias decidiriam quanto consumir de terra residencial (l^c) em uma determinada região, e uma quantidade x de bens de consumo. Esta região, pelas suas qualidades e características intrínsecas (amenidades), medidas por s, geraria também um fluxo de bem-estar para as famílias. Assim, o problema do consumidor seria o de maximizar a utilidade sujeita a renda do trabalho, w, mais outras rendas não relacionadas diretamente ao trabalho, I, com este rendimento total o consumidor deve decidir quanto irá alocar entre bens de consumo e habitação determinados pelo preço da terra r:

$$U\left(x, l^c; s\right) \qquad \text{s.a.} \qquad w + I = x + l^c r.$$

É possível, então, a partir das condições de otimalidade reescrever o problema anterior como utilidade indireta do consumidor, V:[2]

$$V(w, r; s) = k. \tag{1}$$

Para firmas, supõe-se uma função de produção homogênea de grau 1, onde os insumos terra e trabalho são utilizados para produzir uma cesta de bens, sintetizada no valor x. Assim como Roback (1982), podemos representar o custo unitário de produção de X como sendo igual ao preço do produto, 1, ou seja,

$$C(w, r; s) = 1. \tag{2}$$

A partir das equações (1) e (2), portanto, seria possível determinar, para um dado nível de amenidade e de bem-estar, k, o valor dos salários e do preço da terra. Roback (1982) mostra que a curva de utilidade indireta tem inclinação positiva para um mesmo nível de bem-estar, para se manter o mesmo nível de satisfação dado uma elevação nos salários deve-se observar uma elevação no preço da terra. O raciocínio inverso deve ser aplicado à função custo unitário que tem inclinação negativa, uma elevação nos salários deve ser acompanhada de uma redução no preço da terra para que se mantenha o custo igual a 1. A interação das duas curvas determina o preço do aluguel e o salário de equilíbrio na economia.

Amenidades também têm impacto sobre o preço da terra e salários. Mais amenidades positivas (maior s) aumentam o bem-estar das famílias. Ou seja, maior número de dias de sol ou melhor nível de segurança da região elevam o bem-estar dos indivíduos. Amenidades positivas como bom clima e maior segurança também podem influir na reduçãodos custos de produção. Assim, se duas cidades possuem o mesmo nível salarial e diferentes níveis de amenidades, o preço da terra se ajusta e deverá ser mais elevado na região com maior nível de amenidade.[3]

---

[2] A utilidade indireta em valores monetários quanto a renda, no preço dos imóveis e as amenidades afetam a satisfação do consumidor.

[3] Raciocínio análogo pode ser aplicado para a função custo, no entanto o equilíbrio quando variam as amenidades pode gerar algum grau de indeterminação. No caso das amenidades terem um impacto negativo, elevando os custos, mas um efeito positivo nos indivíduos, os salários aumentariam inequivocamente quando o nível de amenidades cresce, mas o preço da terra (aluguéis) dependeria do grau de substituição entre gastos com "habitação" e salários, não sendo possível determinar a priori se há uma elevação ou redução dos aluguéis. Em sentido contrário, quando as amenidades reduzem custos, a relação entre os aluguéis e as amenidades é inequívoca, há uma aumento nos aluguéis com a melhoria das características da região, mas, por outro lado, o impacto sobre salários fica indeterminado. É possível obter formalmente a relação entre salários, preço da terra e amenidades diferenciando totalmente as equações (1) e (2). Assim, é possível determinar o impacto das amenidades sobre salários e preço da terra/aluguel.

Interessante notar que o efeito do modelo de equilíbrio espacial generaliza os resultados obtidos nos modelos de preços hedônicos, pois uma vez que a terra é um insumo que entra na função produção, as amenidades não terão impactos somente sobre as famílias, mas também sobre as firmas. A partir deste resultado, é possível estimar uma relação entre aluguéis (ajustados pelas características dos imóveis) e salários, controlados pela qualidade da mão de obra (Albouy, 2008/2011; Gibbons et al., 2011). Assim, a partir desta relação entre salários e gastos com aluguel, pode-se estimar uma medida de amenidades e qualidade de vida.

O modelo de equilíbrio espacial é bastante flexível e consegue analisar diversos impactos de cidades ou regiões com características específicas e o impacto sobre os preços. Este modelo diferencia-se do equilíbrio espacial *dentro* das cidades, que segue a tradição de Alonso (1964), pois o último analisa a formação da morfologia, estrutura *interna* das cidades e configuração dentro de uma mesma cidade e como esta estrutura é afetada pelos custo de deslocamento dentro da cidade. No entanto, os salários são em geral fixos não dependendo do equilíbrio ou das decisões dos agentes.[4] No modelo de equilíbrio espacial *entre* regiões, utilizado neste trabalho, tanto o preço dos imóveis como os salários e o tamanho das regiões são endógenos, resultado das decisões dos agentes mantendo em equilíbrio o nível de bem-estar.

A hipótese de livre mobilidade de mão de obra, ou de que a migração é feita sem custo é bastante questionável. Blanchard e Katz (1992), por exemplo, avaliam que choques em regiões específicas nos EUA têm um processo de ajustamento do deslocamento da mão de obra e preço dos imóveis demorariam em torno de 5 anos. Albuquerque, Cruz, Oliveira, e Santos (2013) mostram a importância da distância no processo migratório e o poder atração de aglomerações metropolitanas. Mesmo que a mobilidade de mão de obra não seja imediata e sem custo e que o processo migratório tenha um longo processo de ajustamento, Glaeser e Gottlieb (2009) argumentam que se os preços residenciais forem suficientemente flexíveis o modelo de equilíbrio espacial seria ainda válido.[5]

Assim, o modelo de equilíbrio espacial pode ser utilizado para se estudar o impacto de amenidades sobre salários e aluguel, e neste aspecto a metodologia ora analisada tem a vantagem sobre o modelo de preços hedônicos tradicional, que relaciona amenidades e preço da terra, pois no modelo atual existem efeitos cruzados dos salários, preços da terra e amenidades. Assim a partir das regressões é possível obter os preços implícitos de cada uma das amenidades estudadas levando-se em conta os efeitos sobre salários e preço da terra. Há vasta literatura que aplica a metodologia de modelos de equilíbrio espacial, utilizando estes preços implíticitos ou a disposição a pagar pela amenidade, para a construção de índices de qualidade de vida e ranqueamento de municípios (Roback, 1982; Gyourko & Tracy, 1991; Gabriel & Rosenthal, 2004; Gibbons et al., 2011).[6]

Moretti (2013) utiliza modelos de equilíbrio espacial para analisar a dinâmica da desigualdade de renda nos anos recentes nos Estados Unidos e a relação desta com choques de demanda por trabalho localizado em certas regiões. A diferença no modelo de Moretti (2013) é a possibilidade de a oferta de trabalho não ser perfeitamente elástica, havendo um

[4] Thisse (2011) faz uma revisão de diferentes abordagens regionais e interurbanas, detalhando a tradição iniciada com Von Thunen e ampliada por Alonso (1964).

[5] Um argumento levantado por estes autores é a maior volatilidade dos preços dos imóveis em comparação com a volatilidade da renda.

[6] No caso brasileiro, também há estudos que tratam da construção destes índices de qualidade de vida (Rocha & Magalhães, 2011; Silveira Neto & Menezes, 2008).

custo em termos de perda de bem-estar para oferecer trabalho em uma outra região, ou seja, para migrar o trabalhador incorre diretamente num custo. Através deste tipo de modelo, e diferenciando mão de obra especializada e não especializada, o autor analisa como o impacto de choques de demanda de trabalho em determinadas regiões afetam a distribuição espacial dos trabalhadores qualificados e não qualificados e a desigualdade nos salários reais — ou seja controlados pelo custo de vida. Assim, dependendo dos parâmetros de elasticidade da oferta de trabalho e elasticidade na oferta de novas construções, os choques locais na demanda por trabalho tem efeito significativo sobre salários e renda tanto em trabalhadores qualificados como não qualificados nas diversas regiões, mesmo que o choque esteja localizado em apenas uma das regiões.

2.1 Literatura recente sobre o tema

A literatura aplicando a metodologia de modelos de equilíbrio espacial pode ser dividida em pelo menos 2 grandes blocos: o primeiro identifica a importância de alguns atributos específicos (variáveis ambientais ou relacionadas a bens públicos) sobre salários e aluguéis e o segundo de cria índices de qualidade de vida baseados nas estimativas de salários e aluguel.

A primeira linha de pesquisa tenta analisar a importância e o impacto de características específicas da região sobre rendimento dos salários e dos aluguéis. Biagi, Lambiri, e Royuela (2006) classificam as diversas variáveis utilizadas como amenidades como: variáveis de características físicas e naturais (clima, meio ambiente, entre outros); variáveis sócio-políticas (vida comunitária, participação política, etc.); cultura e lazer (museus, restaurantes, etc.); bens públicos (segurança, saúde, educação, etc.). Desta forma, o objetivo seria verificar a importância relativa de algumas destas características na formação dos salários e aluguéis.[7] Este tipo de metodologia é bastante utilizada na área ambiental e tem como objetivo destacar a importância de alguns atributos específicos de uma região.

A segunda linha de pesquisa derivada dos diferenciais compensatórios discutidos no item anterior e visa construir índices de qualidade de vida. De posse da disposição a pagar pelas amenidades encontradas nas regressões de salários e aluguéis calcula-se o índice de qualidade de vida de cada região, dadas as amenidades específicas das cidades. Assim, como há a disposição a pagar em cada uma das amenidades, é possível calcular o valor obtido para cada município multiplicando o "preço" pelo total apresentado por característica daquele município (Roback, 1982).[8] Albouy (2008/2011) critica a listagem dos rankings obtidos para os EUA sobre qualidade de vida por serem contra intuitivos, locais com baixo atrativo teriam boa posição nos rankings, ademais haveria relação negativa dos rankings de qualidade de vida com o tamanho da cidade, ou seja, corroboraria a noção de que o tamanho da cidade deteriora a qualidade de vida. Um dos argumentos de Albouy (2008/2011) para este resultados seriam problemas de medida,[9] como ausência de impostos ou controle de poder

[7] Existem boas revisões na literatura detalhando trabalhos nesta área, veja por exemplo Gyourko, Kahn, e Tracy (1999); Biagi et al. (2006) ou Glaeser e Gottlieb (2009). Gyourko e Tracy (1991) estimam a importância das condições fiscais de municípios sobre outras variáveis utilizadas como amenidades e conclui que a capacidade fiscal e de fornecimento de bens públicos é tão importante quanto as demais amenidades. Gibbons, Mourato, e Resende (2013) é um exemplo de aplicação desta metodologia para a Grã-Bretanha.

[8] Existem ainda metodologias relacionadas a preferência revelada como Kahn (1995).

[9] Outra possível fonte de erros de medida é a do preço da terra e aluguel dos imóveis. Como grande parte das famílias é proprietária dos imóveis, o mercado de aluguéis restringe-se em média a 25–30% do total das habitações. Para o aluguel refletir o correto preço da terra, há que se assumir um mercado de aluguéis eficientes.

de compra entre regiões. O autor propõe então uma reformulação do modelo original de Roback (1982), onde os salários e o preço da terra, ponderado pela participação dos gastos com habitação na renda, ajustados pela qualidade, teriam uma relação linear positiva com inclinação igual a 1. Desvios desta reta de 45° forneceriam uma estimativa para a qualidade de vida no local. Gibbons et al. (2011) aplicam esta metodologia para a Grã-Bretanha, a partir de uma base de dados bastante detalhada e criam um ranking para regiões naquele país.

2.1.1 Aplicações ao Caso Brasileiro

Existem trabalhos aplicados à economia brasileira em especial na discussão sobre rankings de qualidade de vida. Por exemplo, a partir de dados de diversos censos demográficos (1970–2000), Mata, Deichmann, Henderson, Lall, e Wang (2006) estimam índices de qualidade de vida para as chamadas áreas mínimas comparáveis (AMC's). Os autores não aplicam diretamente o modelo de equilíbrio espacial, contudo correlacionam o desempenho do tamanho das AMC´s e qualidade de vida. Controlando para renda, tamanho do município e anos de estudos, encontram uma relação negativa entre tamanho de cidades e qualidade de vida, medida por uma série de variáveis, como coleta de lixo e acesso à água. Por outro lado, variáveis como homicídios e acidentes de trânsito teriam uma relação quadrática e valor máximo nos municípios com até 450 mil habitantes. Outro resultado encontrado pelos autores: cidades localizadas na região Sul teriam níveis maiores de qualidade de vida.

Uma metodologia alternativa para índices de qualidade de vida aplicada ao caso brasileiro é a da preferência revelada proposta por Kahn (1995). Esta consiste na estimação do percentual de indivíduos com potencial de ganhos no salário e aluguéis estimados, caso migrassem para outras regiões. Silveira Neto e Menezes (2008) aplicam este modelo para as Regiões Metropolitanas brasileiras. Utilizando dados da PNAD 2004 para 11 regiões metropolitanas no Brasil, estimam-se regressões de salários e aluguel. A partir de então o ranking de qualidade de vida é obtido pela verificação do potencial ganho para os indivíduos de morarem em outras regiões metropolitanas. O ranqueamento obtido pelos autores coloca Fortaleza em primeiro lugar, Recife, em segundo e Rio de Janeiro, em posição subsequente (Silveira Neto & Menezes, 2008).

Rocha e Magalhães (2011) aplicam um modelo de equilíbrio espacial para as Regiões Metropolitanas brasileiras (RM's), no intuito de criar um índice de qualidade de vida. Os autores utilizam a PNAD 2006 para estimar o preço implícito de algumas amenidades como temperatura, umidade, precipitação anual média e nível de poluição. Tendo o cálculo dos preços é possível construir um ordenamento das RM's no Brasil, multiplicando-se os preços pelas dotações específicas de cada RM com relação às amenidades. O ordenamento obtido pelos autores coloca o Rio de Janeiro, São Paulo e Curitiba nas primeiras posições e as capitais do Norte e Nordeste nas últimas posições. Para medir o preço da terra, os autores lançam mão do aluguel pago, aplicam um modelo de escolha discreta e estimam a diferença entre rendimento e aluguéis como *proxy* para o detalhamento do impacto das amenidades sobre os preço da terra e os salários.

Existem, portanto, trabalhos no caso brasileiro que tentam construir índices de preços, Mata et al. (2006) utilizam dados do censo entre 1970–2000, contudo não aplicam diretamente a metodologia de modelos de equilíbrios espacial e não há estimativa dos impactos das amenidades sobre salários. Restritos apenas as Regiões metropolitanas brasileiras e tendo como base a PNAD, Silveira Neto e Menezes (2008) e Rocha e Magalhães (2011) são dois trabalhos que tentam construir índices de qualidade de vida. O primeiro aplica

metodologia de preferência revelada, baseada nos modelos de equilíbrio espacial, contudo encontram resultados contraintuitivos com as capitais do Nordeste apresentando os mais altos índices de qualidade de vida e tendo Curitiba entre as piores colocações no ranking. Resultado diverso é encontrado por Rocha e Magalhães (2011) onde Rio de Janeiro, São Paulo e Curitiba estão entre as RM's de maior qualidade de vida.

O objetivo do presente é de contribuir, portanto, para a literatura brasileira ao aplicar a metodologia de modelos de equilíbrio espacial aos dados do Censo 2010. Assim, além de criar um índice com referências teóricas sólidas, o presente trabalho não está restrito apenas às RM's.

3. Método de análise

A análise apresentada baseia-se no modelo de equilíbrio espacial e no trade-off entre salários e aluguéis tal como no estudo de Gibbons et al. (2011) para o Reino Unido. Em linha com outros trabalhos nesta área, não se consideram elementos como a heterogeneidade das preferências e a falta de livre mobilidade de mão de obra dada a dificuldade de controlar por estes fatores. Entretanto, mesmo não considerando essas questões em detalhe, a abordagem utilizada neste trabalho permite fornecer pela primeira vez uma indicação do valor global das diferenças de qualidade de vida entre as microrregiões do Brasil utilizando os diferenciais de rendimentos e aluguéis a partir da utilização do microdados da pesquisa amostral do Censo 2010.

Em seguida iremos descrever os passos desta abordagem baseado no estudo de Gibbons et al. (2011). Se descrevermos o custo da habitação ajustado (ou aluguel) como r_r, salários ajustados às qualificações e região como w_j e o valor das amenidades ou qualidade de vida na região j como q_j, a relação entre os custos da habitação (aluguel), salários e qualidade de vida pode ser dada pela seguinte expressão:

$$\Delta r_r = \Delta w_j + \Delta q_j, \tag{3}$$

onde Δ significa a diferença dos valores em relação a um local de referência (por exemplo, o local com o valor médio do custo da habitação (aluguel) e do salário). Assim, com dados sobre custos de habitação ajustados à qualidade dos imóveis e salários ajustados às qualificações em uma determinada região, é possível obter uma estimativa de qualidade de vida (em termos monetários) em uma região, usando a diferença custo da habitação (aluguel) e salário em relação à média da amostra.

O seguinte passo é ajustar os salários dos trabalhadores em diferentes mercados de trabalho. Para isso, utilizam-se os microdados sobre os salários de cada trabalhador e informações sobre as características dos trabalhadores e das suas respectivas regiões de domicílio que estão disponíveis na pesquisa amostral do Censo 2010. Em seguida, usamos o valor das habitações para estimar os preços das habitações ajustados pela qualidade dos imóveis nos mercados de trabalho regionais. Entretanto, informações sobre o valor dos imóveis não estão disponíveis para todas as regiões do Brasil. Assim, a medida utilizada como uma *proxy* do preço das habitações é o valor do aluguel das residências disponível no Censo 2010.

Uma vez estimados os custos de habitação e os salários esperados, contrapomos os resultados e encontramos evidências descritivas do trade-off que os trabalhadores enfrentam para decidir onde viver e trabalhar. A partir da equação (3), usamos a diferença do custo

da habitação-salário para estimar o valor das amenidades para as famílias em cada Área de Mercado de Trabalho (AMT), como na equação (3). Estas diferenças de custo de habitação-salário podem ser usadas para classificar os mercados de trabalho de acordo com a sua qualidade de vida. Os índices de qualidade de vida estimados específicos de cada AMT são, portanto,

$$\Delta q_{0j} = \Delta r_{0j} - \Delta w_{0j}. \tag{4}$$

Uma hipótese comum na literatura é de que as unidades domiciliares têm preferências expressas por uma função Cobb–Douglas, o que implica que a parcela de gastos em habitação permanece constante. Contudo, as AMTs possuem diferentes preferências e destinam parcelas distintas da renda a habitação. Essa hipótese implica que a relação de equilíbrio entre gastos em habitação e rendimentos expressa em (3) e (4), pode ser ajustada e expressa como

$$\Delta q_{0j} = \Delta r_{0j} - \frac{1}{SHARE}\Delta w_{0j}, \tag{5}$$

onde *SHARE* indica a parcela da renda mensal gasta em aluguel. Essa expressão implica que o equilíbrio para AMTs que oferecem amenidades idênticas é uma linha de 45° em um gráfico com o diferencial de gasto com aluguel e rendimentos ponderados pela parcela de gasto em habitação. Assim, os desvios da linha de 45° fornecem uma estimativa alternativa de uma medida de amenidades ou qualidade de vida. Pontos acima do equilíbrio espacial dado pela linha de 45° (45 graus) indicam uma propensão a pagar por amenidades (mais qualidade de vida) não salariais associadas a cada microrregião e pontos abaixo da linha de 45° indicam compensação por amenidades negativas (menos qualidade de vida) não salariais associadas a cada microrregião. A seção seguinte apresenta os microdados e os detalhes das estimações necessárias para estimar a expressão (5).

4. Descrição dos dados

Para calcular o diferencial expresso pela equação (5) é necessário utilizar dados sobre rendimentos, aluguéis e sobre a parcela dos rendimentos que é gasta em habitação. A utilização dos microdados sobre rendimentos e aluguéis obtidos no Censo 2010 nos permitem ir mais longe do que os trabalhos atualmente disponíveis para o Brasil (seção 2.1.1) ao definir estas variáveis (de ganhos e custos) a partir de informações representativas no nível microrregional em todo o Brasil.[10] Os dados sobre os rendimentos são retirados da pesquisa amostral do Censo 2010, que possui 20.635.472 observações sobre pessoas e 6.192.332 observações sobre domicílios.

Inicialmente, para analisar a relação expressa na equação (5), utilizam-se as variáveis "Rendimento mensal domiciliar em julho de 2010" e "Valor do aluguel".[11] Para calcular o

[10] O presente estudo excluiu o arquipélago de Fernando de Noronha dos cálculos devido às especificidades econômicas dessa região de preservação e com controle de pessoas.

[11] Valor do aluguel (em reais). Informação coletada somente para domicílios particulares permanentes alugados. Rendimento mensal domiciliar em julho de 2010 é composto pelo rendimento nominal mensal obtido: com o rendimento bruto do mês de julho de 2010 no trabalho principal; com o rendimento bruto do mês de julho de 2010 de outros trabalhos (trabalhos exercidos simultaneamente com o trabalho principal); com o rendimento bruto do mês de julho de 2010 proveniente de aposentadoria ou pensão; com o rendimento bruto do mês de julho de 2010 proveniente de programa social bolsa família ou programa de erradicação do trabalho infantil – PETI; com o rendimento bruto do mês de julho de 2010 proveniente de outros rendimentos não enquadrados nas categorias anteriores. Soma dos valores dos rendimentos nominais mensais, dos moradores do domicílio particular, exclusive os dos moradores de menos de 10 anos de idade e daqueles cuja condição do domicílio fosse pensionista, empregado doméstico e parente do empregado doméstico expressa em reais (R$).

diferencial de aluguéis, o estudo utiliza 967.835 observações para domicílios particulares permanentes alugados. Ademais, a partir da base de domicílio, também foi calculada a parcela da renda mensal gasta em aluguel.

No entanto, para obter os resultados sobre salário dos empregados e o custo da habitação é necessário assumir algumas hipóteses auxiliares e fazer ajustes estatísticos.

Os principais desafios são: a) definir áreas de mercado de trabalho; b) ajustar salários para diferenças de qualificações; e c) ajustar os alugueis às diferenças de qualidade dos imóveis. Na próxima seção iremos descrever os métodos e dados específicos da pesquisa amostral do CENSO que empregamos para enfrentar estes desafios.

4.1 Definições do mercado de trabalho

O ponto de partida é a definição de áreas do mercado de trabalho. Idealmente, a definição precisa de uma AMT deveria ser baseada em dados de descolamentos da residência para o local de trabalho, tal como utilizado em Gibbons et al. (2011). Nessa perspectiva, as AMTs são áreas funcionais baseadas nos deslocamentos entre a residência e o trabalho, muitas das quais são cidades distintas e seus arredores.

Dada a dificuldade de compilar tais dados, esse estudo considera microrregiões como AMTs. Implicitamente, o uso de regiões administrativas assume que uma área de mercado de trabalho esta dentro dos limites das microrregiões. Assim, entende-se que uma área de mercado de trabalho pode se estender além das fronteiras municipais e abranger as regiões vizinhas da mesma microrregião.

4.2 Salários ajustados às qualificações

Para estimar a equação de salários ajustada, utilizam-se a pesquisa amostral do Censo 2010. O Censo é representativo no nível de setor censitário e pode ser agregado em microrregião, que é considerada a AMTs neste estudo. A pesquisa amostral do Censo 2010 possui informações tais como rendimentos, nível de educação, idade, sexo e raça dos responsáveis pelo domiciílio. Idealmente, dado o princípio de *self-containment* nas quais as AMTs são pensadas, as AMTs dos trabalhadores também serão as AMTs das residências. Isso significa que o rendimento médio da área de trabalho será bastante próximo do rendimento médio da área de residência.

Usando os microdados, estimamos o rendimento médio ajustado às qualificações dos responsáveis pelos domicílios a partir da regressão do log dos rendimentos individuais e efeitos fixos das AMTs. Um desafio econométrico é incluir muitos efeitos fixos para indivíduos em uma base de dados com milhões de domicílios como a utilizada neste trabalho. Para contornar essa dificuldade, as estimações são feitas utilizando o estimador de efeitos fixos (two way fixed effect estimator) desenvolvido por Abowd, Creecy, e Kramarz (2002) e que foi utilizado no contexto da análise do equilíbrio espacial entre custo da habitação e salário em Gibbons et al. (2011). As estimativas utilizam o algoritmo para stata desenvolvido por Ouazad (2008); esse procedimento permite a inclusão de um grande número de efeitos fixos nas regressões que utilizam grandes bases de dados. Por exemplo, a equação apresentada a seguir é estimada com as AMTs como um conjunto de efeitos fixos e características individuais dos responsáveis dos domicílios como o segundo conjunto de efeitos fixos. A especificação a ser estimada para estimar os rendimentos específicos de cada AMT toma a seguinte forma:

$$\ln w_i = Z_{ij}\varphi_{ij} + b_j + f_i + v_{ij}, \tag{6}$$

onde b_j é o efeito fixo relacionado às AMTs e f_i é um efeito individual, baseado na variável de ocupação do indivíduo baseada na Classificação Brasileira de Ocupações (CBO). São incluídos 438 efeitos fixos para controlar pelas ocupações encontradas na base de dados uitlizada. Além disso, o vetor Z possui o logaritmo do número de anos de escolaridade[12] e idade dos responsáveis pelo domicílio e variáveis binárias de sexo e indicação de domicílio rural ou urbano. As estimações utilizam observações que contém características individuais apenas dos responsáveis por domicílios. Além disso, exclui todos os valores em branco das variáveis de controle da regressão (6). Assim, a regressão (6) foi estimada com 3.777.049 observações.

A partir da estimação da equação (6), recuperamos os efeitos fixos e utilizamos os valores preditos pelas variáveis explicativas para estimar os salários específicos de trabalhadores com características correspondentes à média nacional:

$$w_{0j} = \exp\left(\hat{b}_0 + \hat{f}_i + Z_0\hat{\varphi}_{ij}\right). \tag{7}$$

Em seguida, utilizamos a média do rendimento mensal nacional para calcular os diferenciais de salários específicos para cada AMT (Δw) tal como na equação (4). Estes salários estimados para cada AMT são utilizados para analisar o nível de amenidades relacionado com cada região considerada como uma área de mercado de trabalho.

4.3 Os preços da habitação ajustados à qualidade

O preço do aluguel também é retirado do questionário amostral do Censo 2010, que possui 6.192.332 observações sobre domicílios. Contudo, os dados com informações disponíveis sobre o valor dos aluguéis somam 967.835 observações de domicílios. Os dados registram o preço do aluguel e características da propriedade.

A regressão seguinte é utilizada para ajustar os preços da habitação para as diferenças de estrutura qualidade de habitação, de forma semelhante ao descrito acima para os salários:

$$\ln r_{ij} = RU_i + \mathbf{x}_i\beta_j + a_j + T_i + \varepsilon_{ij}, \tag{8}$$

onde o r_{ij} é o valor do aluguel do imóvel i; $\mathbf{x}_i$ é um vetor das características da propriedade que contém o número de dormitórios e número de cômodos; a_j é um termo constante da AMT; T é um efeito fixo do tipo de acabamento da habitação; RU é uma dummy rural/urbana; e, finalmente, ε_{ij} é um termo de erro. A partir desta equação podemos prever um índice de preços de aluguéis de uma propriedade média x_0:

$$\tilde{r}_{0j} = \exp\left(\mathbf{x}_0\hat{\beta}_j + \hat{T}_0 + \widehat{RU}_j + \hat{a}_j\right). \tag{9}$$

Depois de estimar os preços dos aluguéis ajustados pelas características dos domicílios, utiliza-se a média nacional dos aluguéis para calcular os diferenciaisças de aluguéis (Δr) tal como na equação (4). Os resultados de preço de aluguéis e salários ajustados pela qualidade do imóvel e características dos trabalhadores são utilizados para calcular as amenidades tal como descrito na equação (5).

5. Resultados e discussão

Essa seção apresenta inicialmente os resultados dos diferenciais de aluguéis e salários baseados na equação (5) e posteriormente apresenta os mesmos diferenciais ajustados pelas características individuais das pessoas e domicílios.

[12]Construído a partir das faixas de educação fornecidas no Censo 2010 (ver Tabela A-1 no Apêndice).

5.1 O diferencial custo local e salário nominal

Os diferenciais absolutos de salários e aluguéis são utilizados para produzir a primeira medida de amenidades baseada na equação (5). O diferencial de salários foi calculado a partir da base de pessoas do CENSO amostral utilizando apenas as observações com informações sobre salários dos responsáveis pelo domicílio (para fornecer uma comparação direta com o diferencial ajustado descrito acima). Retirando a microrregião de Fernando de Noronha, a base de dados contém 3.777.049 observações.[13] A média de rendimento mensal da amostra foi de R$2.582,06 e este valor foi utilizado para calcular o diferencial de salários. Por outro lado, a base de domicílios com informações sobre aluguéis contém 967.835 observações e o aluguel médio da amostra, utilizado para calcular o diferencial de aluguéis, é de R$325,86. Assim, a base de dados utilizada sugere que, em média, aproximadamente 13% do rendimento mensal é gasto em aluguéis no Brasil.

A Figura 1 apresenta a correlação pura entre o diferencial de aluguéis e de salários e a linha sólida de 45° representa o equilíbrio nas AMTs. A linha tracejada é a regressão linear ajustada e a pontilhada é a regressão utilizando ponderação local (LOWESS) para investigar a existência de mudanças de comportamento em segmentos dos dados. Como esperado, a Figura 1 indica que os gastos com aluguéis aumentam com os salários. Contudo, áreas que apresentam baixos salários, como Valência na Bahia, se situam acima da linha de 45°, indicando que estas áreas possuem um custo relativo alto que pode estar associado com a existência amenidades. Por outro lado, áreas urbanas como Brasília e São Paulo se situam abaixo da linha de 45° e implicam que essas áreas são relativamente mais baratas e podem estar associadas com amenidades negativas em relação à média (desamenidades). Contudo, resultados apresentados na Figura 1 devem ser lidos com cautela, pois não são ajustados pela

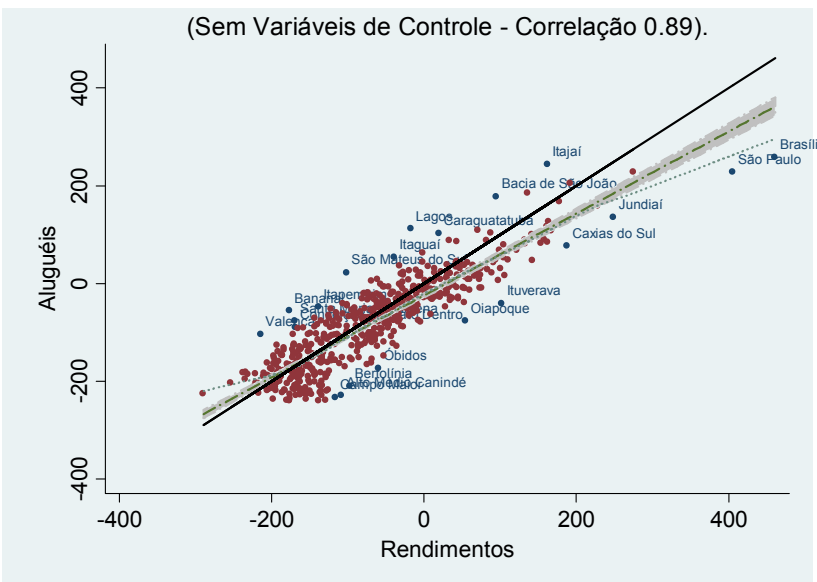


Figura 1. Associação entre Alugueis e Rendimentos (R$).

[13] Também calculamos o diferencial de salários baseados nas 20.563.771 observações válidas de pessoas e os resultados gerados foram similares.

qualidade dos domicílios e características dos seus responsáveis. Resultados considerando esses fatores são apresentados na próxima seção.

5.2 O diferencial ajustado do custo local e salário nominal

A seção 5.1 apresentou os primeiros resultados sobre a medida alternativa de amenidades apresentada na equação (5) a partir da relação entre diferenciais de rendimentos e aluguéis no Brasil. No entanto, para obter resultados mais confiáveis sobre rendimentos e o custo da habitação é necessário ajustar pela qualidade dos domicílios e características dos seus responsáveis, tal como descrito nas seções 4.2 e 4.3.

A média de rendimento mensal da amostra ajustada pelas características dos responsáveis pelo domicílio foi de R$1.872,49 e este valor foi utilizado para calcular o diferencial de salários. Por outro lado, o aluguel médio da amostra ajustada, utilizado para calcular o diferencial de aluguéis, é de R$287,04. Esses números também sugerem que aproximadamente 15% do rendimento mensal é gasto em aluguéis no Brasil.

A Figura 2 também indica forte correlação positiva entre os gastos com aluguéis e os rendimentos. Os gastos em aluguéis aumentam em cerca de R$0,91 com o aumento de R$1,00 de rendimentos ajustado pela parcela destinada a aluguéis. Esse valor é próximo da correlação de 0,95 encontrada para o Reino Unido em Gibbons et al. (2011).

Apesar da correlação das figuras 1 e 2 serem bem parecidas, algumas diferenças interessantes aparecem. Comparado com a Figura 1, os resultados da Figura 2 indicam que a linha tracejada da regressão linear está muito mais próxima da linha de 45°. A Figura 2 também sugere que as microrregiões com maiores níveis de amenidades estão distribuídas ao longo da linha de 45°, indicando que as regiões com maiores amenidades podem ser pobres ou ricas. Por exemplo, Valência na Bahia (baixo rendimento) e Itajaí em Santa Catarina (alto rendimento) se situam acima da linha de 45°, indicando que estas áreas possuem um custo relativo alto que pode estar associado com a existência amenidades. Contudo, diferentemente

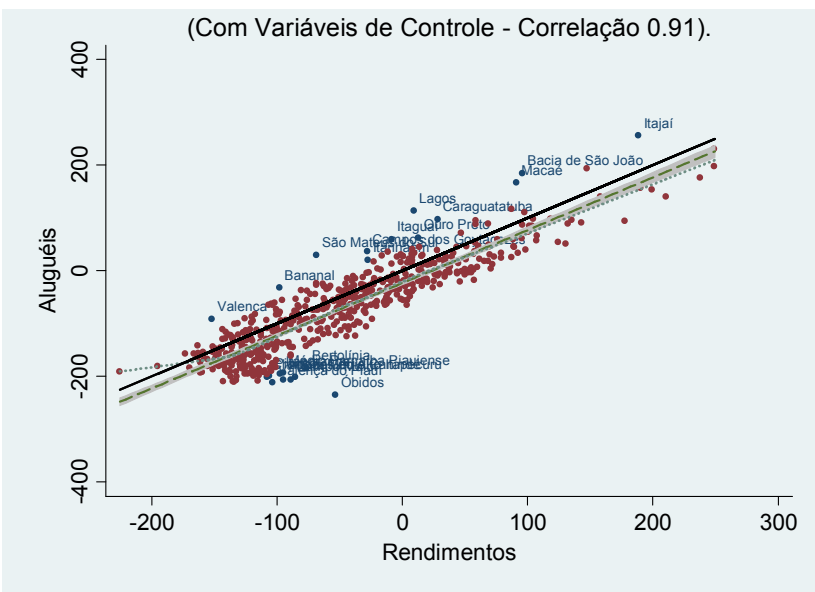


Figura 2. Associação entre Alugueis e Rendimentos (R$).

da Figura 1, as microrregiões que apresentam maiores desamenidades (abaixo da linha de 45°) estão concentradas nas microrregiões mais pobres, sugerindo que amenidades negativas mais severas estão associadas com o nível de rendimento. As 10 microrregiões com menor custo relativo, que pode estar associado com a existência desamenidades, estão nas regiões Norte e Nordeste. Por outro lado, a maioria das dez microrregiões com maiores custos relativos estão nas regiões Sul e Sudeste.

5.3 Índices de qualidade de vida

Como apresentado nas seções anteriores do artigo, pontos acima do equilíbrio espacial dado pela linha de 45°, podem ser interpretados como uma medida de propensão a pagar por amenidades (qualidade de vida) não salariais associadas a cada microrregião. Por outro lado, pontos abaixo da linha de 45°, podem ser interpretados como uma medida de compensação por desamenidades (menor qualidade de vida) não salariais associadas a cada microrregião.

A Tabela A-2 no Apêndice apresenta a medida de qualidade de vida utilizada para produzir a Figura 2. Essa medida representa o valor monetário entre a reta de 45° e a respectiva microregião. O ranking mostra que moradores da microrregião de Lagos (RJ), que apresenta o maior valor para amenidades positivas, estão dispostos a pagar, em média, mais R$103,26 por mês para residir na microrregião. Por outro lado, moradores da microrregião de Obidos (PA), devem ser compensados, em média, com R$183,18 por mês para residir na microrregião com menor valor para a medida de amenidade.

Para analisar se existe um padrão de localização espacial das amenidades, o indicador local de autocorrelação espacial (LISA) proposto por Anselin (1995) foi utilizado. A Figura 3 apresenta o mapa LISA para as amenidades estimadas apresentadas nas tabelas 2 e A-2 utilizando a matriz espacial dos 10 vizinhos mais próximos.[14] O mapa indica a presença de clusters de microrregiões com amenidades positivas em uma faixa que se estende do litoral norte da Bahia até o litoral de São Paulo, englobando parte considerável do interior da região sudeste. Além disso, observam-se clusters de microrregiões com amenidades positivas nas regiões Sul e Norte do Brasil. Por outro lado, o principal cluster de desamenidades é observado na região nordeste. Assim, a Figura 3 indica que desvios do equilíbrio da reta de 45° estão relacionados com a localização geográfica.

A construção do indicador alternativo de qualidade de vida apresentado neste artigo é importante pois pode ser utilizado para investigar mais detalhadamente quais os fatores que determinam os desvios do equilíbrio espacial de amenidades. Futuros estudos devem complementar este estudo visando investigar esses fatores para fornecer informações que podem ajudar os gestores de políticas públicas a formularem melhores estratégias para melhor o bem-estar da população no Brasil. Além disso, o padrão espacial das amenidades indicado neste estudo sugere que para investigar os determinantes das amenidades, deve-se considerar a questão da dependência espacial.

6. Conclusões

Este artigo apresentou uma medida alternativa de qualidade de vida baseada na relação entre custo de aluguéis e rendimentos nas microrregiões do Brasil utilizando microdados do

[14]Os resultados qualitativos não se alteram quando utilizamos matrizes alternativas de peso espacial. O padrão espacial do índice de qualidade de vida, sem variáveis de controle, reportado na Figura 1 também apresenta um padrão de espacial similar.

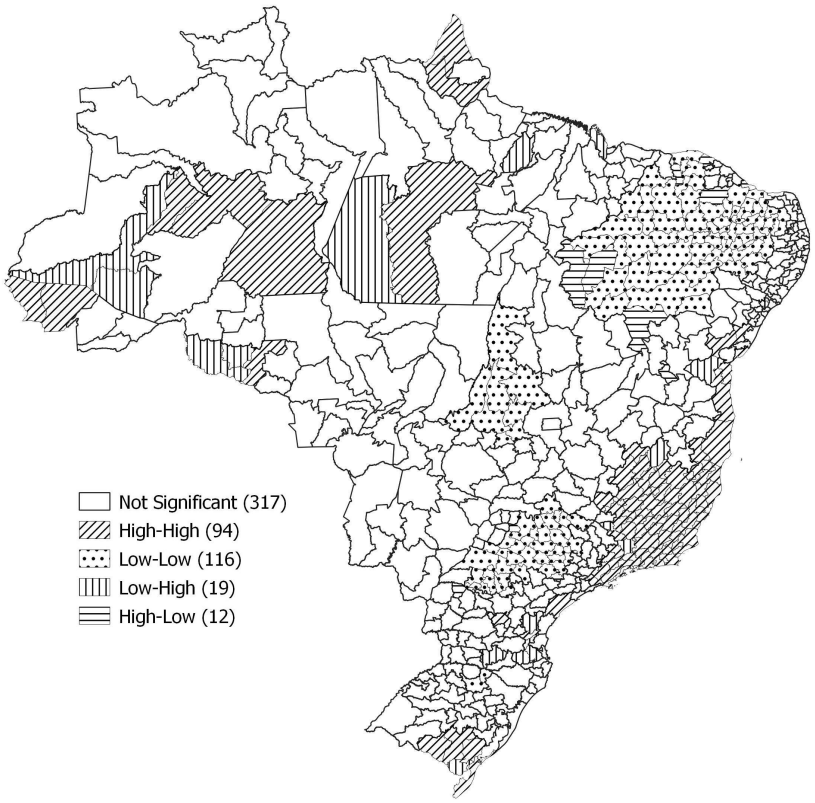


Figura 3. Padrão Espacial da Qualidade de Vida Ajustada.

Censo 2010. O diferencial de rendimento e aluguéis é estimado tendo em conta características específicas dos indivíduos e domicílios, além de controlar por efeito fixo de microrregiões.

Os resultados sugerem que gastos em aluguéis aumentam de maneira quase linear com o aumento dos rendimentos. A diferença entre rendimento e salários ajustados sugere que desamenidades mais severas estão associadas com microrregiões mais pobres. Por outro lado, amenidades mais expressivas estão distribuídas entre microrregiões pobres e ricas. Além disso, o estudo apresenta evidências iniciais de que a qualidade de vida está relacionada com fatores geográficos.

Assim, o presente estudo apresenta pela primeira vez um cálculo alternativo de uma medida de qualidade de vida para todo Brasil baseado nos microdados do Censo 2010 utilizando uma abordagem de equilíbrio espacial. A utilização dessa medida em estudos futuros pode contribuir para o melhor entendimento da dinâmica de bem-estar regional no Brasil.

Referências bibliográficas

Abowd, J. M., Creecy, R. H., & Kramarz, F. (2002). *Computing person and firm effects using linked longitudinal employer–employee data* (Technical Paper N° TP-2002-06). Silver Hill Rd., Suitland, MD: Center for Economic Studies, U.S. Census Bureau. https://www2.census.gov/ces/tp/tp-2002-06.pdf

Albouy, D. (2011). *Are big cities bad places to live? Estimating quality of life across metropolitan areas* (Working Paper N° 14472). National Bureau of Economic Research (NBER). http://dx.doi.org/10.3386/w14472

Albuquerque, P. H., Cruz, B. d. O., Oliveira, C. W. d. A., & Santos, I. R. d. (2013, dezembro). *Aglomeração econômica e migração: Uma análise para o caso brasileiro* (Texto para Discussão N° TD 1913). Brasília, DF: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). http://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com_content&view=article&id=21600

Alonso, W. (1964). *Location and land use: Toward a general theory of land rent*. Cambridge, MA: Harvard University Press.

Anselin, L. (1995). Local indicators of spatial association–LISA. *Geographical Analysis*, *27*(2), 93–115. http://dx.doi.org/10.1111/j.1538-4632.1995.tb00338.x

Azzoni, C. R., & Servo, L. M. S. (2002). Education, cost of living and regional wage inequality in Brazil. *Papers in Regional Science*, *81*(2), 157–175. http://dx.doi.org/10.1007/s101100200105

Biagi, B., Lambiri, D., & Royuela, V. (2006, outubro). *Quality of life in the economic and urban economic literature* (Contributi di Ricerca Crenos N° 2006/10). Cagliari, Italy: Centro Ricerche Economiche Nord Sud (CRENoS). http://crenos.unica.it/crenos/publications/quality-life-economic-and-urban-economic-literature

Blanchard, O. J., & Katz, L. F. (1992). Regional evolutions. *Brookings Papers on Economic Activity*, *1*, 1–75. https://scholar.harvard.edu/lkatz/publications/regional-evolutions

Blomquist, G. C., Berger, M. C., & Hoehn, J. P. (1988). New estimates of quality of life in urban areas. *American Economic Review*, *78*(1), 89–107. https://www.jstor.org/stable/1814700

Cravo, T. A., Becker, B., & Gourlay, A. (2014). Regional growth and SMEs in Brazil: A spatial panel approach. *Regional Studies*, *49*. http://dx.doi.org/10.1080/00343404.2014.890704

Gabriel, S. A., & Rosenthal, S. S. (2004). Quality of the business environment versus quality of life: Do firms and households like the same cities? *The Review of Economics and Statistics*, *86*(1), 438–444. http://dx.doi.org/10.1162/003465304774201879

Gibbons, S., Mourato, S., & Resende, G. M. (2013). The amenity value of english nature: A hedonic price approach. *Environmental and Resource Economics*, *57*(2), 175–196. http://dx.doi.org/10.1007/s10640-013-9664-9

Gibbons, S., Overman, H. G., & Resende, G. (2011, janeiro). *Real earnings disparities in Britain* (SERC Discussion Paper N° 65). LSE. http://eprints.lse.ac.uk/33576/1/sercdp0065.pdf

Glaeser, E. L., & Gottlieb, J. D. (2009). The wealth of cities: Agglomeration economies and spatial equilibrium in the United States. *Journal of Economic Literature*, *47*(4), 983–1028. https://www.jstor.org/stable/40651531

Glaeser, E. L., & Maré, D. C. (2001). Cities and skills. *Journal of Labor Economics*, *19*(2), 316–342. http://dx.doi.org/10.1086/319563

Gyourko, J., Kahn, M., & Tracy, J. (1999). Quality of life and environmental comparisons. *In* P. C. Cheshire & E. S. Mills (Orgs.), *Handbook of regional and urban economics: Applied urban economics* (Vol. 3, pp. 1413–1454). North Holland.

Gyourko, J., & Tracy, J. (1991). The structure of local public finance and the quality of life. *Journal of Political Economy*, *99*(4), 774–806. https://www.jstor.org/stable/2937780

Kahn, M. E. (1995). A revealed preference approach to ranking city quality of life. *Journal of Urban Economics*, *38*(2), 221–235. http://dx.doi.org/10.1006/juec.1995.1030

Mata, D. d., Deichmann, U., Henderson, J. V., Lall, S. V., & Wang, H. G. (2006, janeiro). *Um exame dos padrões de crescimento das cidades brasileiras* (Texto para Discussão N° TD 1155). Brasília, DF: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). http://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com_content&view=article&id=4322

Moretti, E. (2013). Real wage inequality. *American Economic Journal: Applied Economics*, *5*(1), 65–103. http://dx.doi.org/10.1257/app.5.1.65

Muendler, M.-A. (2007, março). *Trade and workforce changeover in Brazil* (Working Paper N^{o} 12980). National Bureau of Economic Research (NBER). http://dx.doi.org/10.3386/w12980

Ouazad, A. (2008). *A2REG: Stata module to estimate models with two fixed effects.* http://EconPapers.repec.org/RePEc:boc:bocode:s456942

Roback, J. (1982). Wages, rents, and the quality of life. *Journal of Political Economy*, *90*(6), 1257–1278. http://dx.doi.org/10.1086/261120

Rocha, R. M., & Magalhães, A. M. (2011). Qualidade das amenidades urbanas: Uma estimação da propensão marginal a pagar para as regiões metropolitanas do Brasil. *Estudos Econômicos*, *41*(1), 59–90. http://dx.doi.org/10.1590/S0101-41612011000100003

Rosen, S. (1979). Wage-based indexes of urban quality of life. *In* P. M. Mieszkowski & M. R. Straszheim (Orgs.), *Current issues in urban economics.* Baltimore: Johns Hopkins University Press.

Silveira Neto, R. d. M., & Menezes, T. A. d. (2008). Preferência revelada e arbitragem espacial: Determinando um ranking de qualidade de vida para as regiões metropolitanas do Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, *62*(4), 361–380. http://dx.doi.org/10.1590/S0034-71402008000400001

Thisse, J.-F. (2011). Geografia econômica. *In* B. d. O. Cruz, B. A. Furtado, L. Monasterio, & W. Rodrigues Jr. (Orgs.), *Economia regional e urbana: Teorias e métodos com ênfase no Brasil* (pp. 17–43). Brasília: IPEA.

Apêndice.

Proxy de Escolaridade

O Censo 2010 não possui a variável número médio de anos de escolaridade como nos CENSOS anteriores. A partir das duas variáveis sobre frequência escolar que não são compatíveis (V0633 – Curso mais elevado que frequentou; e V0629 – Curso que frequenta), foi construída uma variável alternativa a partir da imputação de um número de anos de escolaridade (Tabela A-1). Procedimentos parecidos foram utilizados em Muendler (2007) and Cravo, Becker, e Gourlay (2014). A partir dessa metodologia, apresentada na Tabela A-1, o número médio de anos de escolaridade foi estimado em 7,45 e essa variável foi usada na equação (6).

Tabela A-1. Proxy de escolaridade.

Número de Anos de Escolaridade Imputado	V0633 Curso mais elevado que frequentou	V0629 Curso que frequenta
0	01 – Creche, Pré-escolar (Maternal e Jardim de Infância), Classe de alfabetização (CA)	01 – Creche
0		02 – Pré-escolar (maternal e jardim de infância)
1	02 – Alfabetização de Jovens e Adultos	03 – Classe de alfabetização (CA)
1		04 – Alfabetização de Jovens e Adultos
4	03 – Antigo Primário (Elementar)	
4	05 – Regular do Ensino Fundamental ou 1º Grau (da 1ª à 3ª série/ do 1º ao 4º ano)	
5	06 – Regular do Ensino Fundamental ou 1º Grau (da 4ª série/5º ano)	05 – Regular do Ensino Fundamental
7	08 – Supletivo do Ensino Fundamental ou do 1º Grau	06 – Educação de Jovens e Adultos (EJA) ou Supletivo do Ensino Fundamental
7	04 – Antigo Ginásio (Médio 1º Ciclo)	
7	07 – Regular do Ensino Fundamental ou 1º Grau (da 5ª à 8ª série/ do 6º ao 9º ano)	
9	09 – Antigo Científico, Clássico, etc. (Médio 2º ciclo)	07 – Regular do Ensino Médio
9	10 – Regular ou Supletivo do Ensino Médio ou do 2º Grau	08 – Educação de Jovens e Adultos (EJA) ou Supletivo do Ensino Médio
12	11 – Superior de Graduação	09 – Superior de Graduação
16	12 – Especialização de Nível Superior (mínimo de 360 horas)	10 – Especialização de Nível Superior (mínimo de 360 horas)
17	13 – Mestrado	11 – Mestrado
21	14 – Doutorado	12 – Doutorado

Tabela A-2. Amenidades estimadas a partir das características dos domicílios e seus responsáveis.

Rank	Estado	Microrregião	Amenidade	Rank	Estado	Microrregião	Amenidade
1	PA	Óbidos	−183,1844	280	BA	Brumado	−25,04134
2	PI	Campo Maior	−118,55	281	GO	Ceres	−24,36082
3	PI	Alto Médio Canindé	−116,9858	282	SC	Curitibanos	−24,16437
4	PI	Pio IX	−112,3073	283	RS	Jaguarão	−23,69171
5	PI	Bertolínia	−109,467	284	CE	Cariri	−23,57778
6	PI	Valença do Piauí	−109,2021	285	RS	Santo Ângelo	−23,30348
7	PB	Itaporanga	−99,47182	286	MG	Nanuque	−22,91295
8	PI	Médio Parnaíba Piauiense	−99,33568	287	MG	Janaúba	−22,77334
9	MA	Chapadas do Alto Itapecuru	−94,52447	288	MT	Canarana	−22,48378
10	PB	Piancó	−94,42018	289	AP	Oiapoque	−22,34948
11	PB	Serra do Teixeira	−94,06531	290	SP	Nhandeara	−22,22765
12	CE	Sertão de Cratéus	−89,62487	291	RS	Carazinho	−22,17454
13	GO	Rio Vermelho	−86,78471	292	RS	Restinga Seca	−22,1722
14	PI	São Raimundo Nonato	−86,40193	293	SP	Itapecerica da Serra	−22,11615
15	RN	Umarizal	−85,41303	294	RS	Santa Rosa	−21,95726
16	RS	Caxias do Sul	−84,82894	295	CE	Baixo Curu	−21,64037
17	RN	Chapada do Apodi	−82,75333	296	PR	Francisco Beltrão	−21,43516
18	RN	Médio Oeste	−82,03602	297	SP	São José dos Campos	−21,43369
19	CE	Ipu	−81,80408	298	MS	Aquidauana	−21,31905
20	SP	Ribeirão Preto	−80,90015	299	MG	Bom Despacho	−21,30791
21	MT	Alto Paraguai	−80,82468	300	MG	Belo Horizonte	−20,92477
22	CE	Chorozinho	−80,76047	301	MT	Tangará da Serra	−20,90949
23	CE	Lavras da Mangabeira	−80,33617	302	MS	Campo Grande	−20,77166
24	BA	Irecê	−80,22684	303	MG	Frutal	−20,45501
25	PR	Faxinal	−79,00532	304	PE	Garanhuns	−20,4129
26	CE	Santa Quitéria	−77,67731	305	MT	Rondonópolis	−20,322
27	CE	Caririaçu	−76,63939	306	SP	Bragança Paulista	−20,2181
28	RN	Angicos	−76,0618	307	SC	Florianópolis	−20,16609
29	SP	Jaboticabal	−75,98488	308	PR	Wenceslau Braz	−19,86622
30	CE	Várzea Alegre	−75,45091	309	PA	Paragominas	−19,78633
31	PB	Seridó Oriental Paraibano	−75,41775	310	MT	Rosário Oeste	−19,47462
32	RN	Seridó Oriental	−74,145	311	MA	Pindaré	−19,47305
33	MA	Coelho Neto	−73,26251	312	CE	Baturité	−19,4001
34	CE	Chapada do Araripe	−73,24274	313	MT	Alto Pantanal	−19,104
35	CE	Sertão de Senador Pompeu	−73,15401	314	SC	Joinville	−18,82458
36	PI	Chapadas do Extremo Sul Piauiense	−72,85603	315	SP	Amparo	−18,61398
37	SP	São Carlos	−72,1021	316	MG	Paracatu	−18,46825
38	AL	Batalha	−72,07616	317	SP	Guarulhos	−18,36792
39	PI	Baixo Parnaíba Piauiense	−71,9451	318	CE	Ibiapaba	−18,34727
40	SP	Jundiaí	−71,25327	319	AM	Rio Preto da Eva	−18,31416
41	PI	Floriano	−71,2238	320	ES	Vitória	−17,54517
42	GO	Iporá	−70,83678	321	MG	Varginha	−17,19884
43	CE	Serra do Pereiro	−70,79765	322	PA	Altamira	−17,16444
44	TO	Rio Formoso	−70,6675	323	RR	Sudeste de Roraima	−16,97021
45	PI	Picos	−70,07185	324	MG	Poços de Caldas	−16,85327
46	CE	Sertão de Inhamuns	−69,94478	325	RS	Frederico Westphalen	−16,62503
47	PR	Porecatu	−69,73648	326	MA	Imperatriz	−16,52886
48	SP	Ituverava	−68,42464	327	CE	Itapipoca	−16,49901
49	PR	Cornélio Procópio	−68,30151	328	ES	Alegre	−16,22036
50	SP	Araraquara	−67,9358	329	PR	Rio Negro	−16,11035
51	CE	Coreaú	−67,70467	330	BA	Santa Maria da Vitória	−16,07758
52	PI	Alto Médio Gurguéia	−67,41275	331	MG	Bocaiúva	−15,85531
53	PR	Assaí	−66,28815	332	SC	Chapecó	−15,77035
54	PB	Cariri Oriental	−65,96761	333	MG	Pirapora	−15,70911
55	PA	Almeirim	−65,76353	334	PR	União da Vitória	−15,53239
56	AP	Mazagão	−65,08797	335	AL	Palmeira dos Índios	−15,21996
57	CE	Barro	−65,04929	336	MG	Três Marias	−15,12529
58	TO	Miracema do Tocantins	−65,02608	337	AL	Santana do Ipanema	−15,02979
59	PA	Tomé-Açu	−64,73075	338	MG	Pedra Azul	−14,65145
60	BA	Jeremoabo	−64,72716	339	MG	Araxá	−14,45641
61	GO	Aragarças	−64,26971	340	SP	Guaratinguetá	−14,19132
62	SP	Jaú	−63,13207	341	BA	Ilhéus-Itabuna	−14,13763

(Continua na próxima página)

Tabela A-2. (Continuação)

Rank	Estado	Microrregião	Amenidade	Rank	Estado	Microrregião	Amenidade
63	RN	Seridó Ocidental	−62,73544	342	PE	Brejo Pernambucano	−13,95097
64	SP	São Paulo	−62,47226	343	MG	Manhuaçu	−13,90646
65	PR	Ibaiti	−62,35921	344	RS	Cachoeira do Sul	−13,86108
66	PB	Seridó Ocidental Paraibano	−62,10694	345	TO	Porto Nacional	−13,58113
67	GO	São Miguel do Araguaia	−61,82561	346	BA	Barra	−13,38969
68	PR	Jacarezinho	−61,40004	347	BA	Itapetinga	−12,8999
69	SP	Pirassununga	−60,96185	348	PR	Guarapuava	−12,32102
70	MT	Tesouro	−60,80469	349	SP	Andradina	−12,3031
71	SC	Criciúma	−60,19465	350	PE	Itamaracá	−11,95673
72	RS	Guaporé	−60,14493	351	PR	Pato Branco	−11,81513
73	SP	Catanduva	−59,90054	352	PR	Prudentópolis	−11,76731
74	PB	Cariri Ocidental	−59,42546	353	RJ	Barra do Piraí	−11,74893
75	RN	Serra de Santana	−59,17937	354	ES	Cachoeiro de Itapemirim	−11,42356
76	RR	Caracaraí	−58,82708	355	AP	Amapá	−11,39618
77	SP	São Joaquim da Barra	−58,74604	356	AP	Macapá	−11,35274
78	AM	Juruá	−58,6647	357	PR	Cianorte	−11,16472
79	SP	Adamantina	−58,11809	358	CE	Cascavel	−10,92528
80	CE	Iguatu	−57,95711	359	RO	Ji-Paraná	−10,9206
81	SP	Batatais	−57,73503	360	SP	Piedade	−10,81386
82	RS	Montenegro	−57,60971	361	PB	Guarabira	−10,40962
83	CE	Brejo Santo	−57,18974	362	PA	Redenção	−10,37188
84	RN	Pau dos Ferros	−57,09655	363	GO	Catalão	−10,1422
85	SP	Novo Horizonte	−57,03659	364	MG	Patos de Minas	−10,11492
86	CE	Médio Jaguaribe	−57,02116	365	SP	Mogi das Cruzes	−9,884548
87	SC	Concórdia	−56,96757	366	RS	Porto Alegre	−9,62648
88	PR	Floraí	−56,06146	367	SE	Carira	−9,564331
89	MG	Januária	−55,82151	368	SE	Agreste de Lagarto	−9,497185
90	PR	Londrina	−55,78767	369	MG	Lavras	−9,47805
91	TO	Bico do Papagaio	−55,29534	370	RJ	Vale do Paraíba Fluminense	−9,055189
92	CE	Canindé	−55,19012	371	GO	Vão do Paranã	−9,001259
93	CE	Médio Curu	−55,07899	372	PI	Alto Parnaíba Piauiense	−8,949913
94	PE	Salgueiro	−54,99717	373	MS	Cassilândia	−8,670483
95	BA	Jacobina	−54,89943	374	RS	São Jerônimo	−8,361805
96	RS	Não-Me-Toque	−53,75188	375	SE	Sergipana do Sertão do São Francisco	−8,32843
97	BA	Itaberaba	−53,58081	376	MG	Muriaé	−8,271957
98	SP	Jales	−53,57993	377	PR	Cerro Azul	−8,164963
99	RN	Serra de São Miguel	−53,52835	378	PA	Salgado	−8,055801
100	MG	Grão Mogol	−53,51649	379	RO	Colorado do Oeste	−8,041489
101	BA	Serrinha	−53,39007	380	PR	Palmas	−7,981728
102	SP	Piracicaba	−53,29626	381	MT	Aripuanã	−7,915432
103	SP	Marília	−53,2347	382	RS	Campanha Meridional	−7,718725
104	MA	Baixo Parnaíba Maranhense	−53,10564	383	MT	Primavera do Leste	−7,655121
105	PR	Paranavaí	−52,94763	384	SC	Canoinhas	−7,588276
106	DF	Brasília	−52,77153	385	MG	Aimorés	−7,460068
107	RR	Nordeste de Roraima	−52,42086	386	AC	Brasiléia	−7,369408
108	PB	Itabaiana	−52,35434	387	MT	Parecis	−6,886066
109	RS	Vacaria	−52,27953	388	MG	Peçanha	−6,73362
110	MA	Litoral Ocidental Maranhense	−52,16349	389	SP	Tatuí	−6,553448
111	AL	Maceió	−51,89171	390	SE	Tobias Barreto	−6,416077
112	SP	Bauru	−51,73412	391	RN	Macaíba	−6,349281
113	SP	Limeira	−51,33912	392	AC	Tarauacá	−6,304359
114	PA	Itaituba	−50,91854	393	AM	Purus	−6,197006
115	RS	Lajeado-Estrela	−50,78354	394	PA	Conceição do Araguaia	−6,194016
116	SP	Franca	−50,29203	395	SC	Xanxerê	−6,181804
117	MG	Uberlândia	−50,12754	396	GO	Sudoeste de Goiás	−5,349827
118	PB	Sousa	−49,91906	397	PR	Telêmaco Borba	−5,283833
119	GO	Chapada dos Veadeiros	−49,57924	398	MA	Codó	−4,98819
120	GO	Anicuns	−49,56955	399	RO	Vilhena	−4,900469
121	RN	Borborema Potiguar	−49,24208	400	AM	Madeira	−4,699516
122	PI	Litoral Piauiense	−49,21707	401	TO	Araguaína	−4,651638
123	MG	Uberaba	−49,02983	402	RS	Santiago	−4,548508
124	BA	Cotegipe	−48,67097	403	MG	Juiz de Fora	−4,517231
125	MG	Alfenas	−48,57129	404	MS	Baixo Pantanal	−4,470375

(Continua na próxima página)

Tabela A-2. (Continuação)

Rank	Estado	Microrregião	Amenidade	Rank	Estado	Microrregião	Amenidade
126	MG	Salinas	−48,11462	405	PR	Jaguariaíva	−4,441959
127	SC	Joaçaba	−48,02922	406	ES	Montanha	−4,286804
128	SP	Auriflama	−47,97282	407	RS	Soledade	−4,122746
129	TO	Dianópolis	−47,77933	408	BA	Porto Seguro	−3,876579
130	SP	Araçatuba	−47,5879	409	RS	Campanha Central	−3,762764
131	MT	Arinos	−47,32273	410	MG	Oliveira	−3,743401
132	SP	São João da Boa Vista	−47,03297	411	MG	Caratinga	−3,643066
133	RS	Erechim	−46,98666	412	CE	Sertão de Quixeramobim	−3,62175
134	SP	Campinas	−46,7742	413	RO	Cacoal	−3,094505
135	RS	Passo Fundo	−46,65827	414	ES	Santa Teresa	−2,758656
136	PR	Astorga	−46,57109	415	PR	Irati	−2,36334
137	SP	Birigui	−46,41445	416	RN	Litoral Nordeste	−2,092834
138	GO	Vale do Rio dos Bois	−46,26362	417	AC	Cruzeiro do Sul	−1,935616
139	MT	Colíder	−46,2574	418	BA	Alagoinhas	−1,919975
140	RO	Alvorada D'Oeste	−46,19551	419	PB	Litoral Sul	−1,793808
141	CE	Baixo Jaguaribe	−46,17473	420	BA	Vitória da Conquista	−1,642029
142	BA	Boquira	−46,14915	421	RJ	Cantagalo-Cordeiro	−1,464849
143	SP	Assis	−46,13004	422	AC	Rio Branco	−1,339638
144	RO	Guajará-Mirim	−46,10544	423	PR	Lapa	−1,150682
145	PR	Capanema	−45,86536	424	PA	Arari	−0,9358063
146	PB	Patos	−45,83305	425	RS	Cerro Largo	−0,5647831
147	MG	Campo Belo	−45,7515	426	MG	Cataguases	−0,564312
148	MG	Capelinha	−45,5929	427	SC	Campos de Lages	−0,4858828
149	MG	Passos	−45,37529	428	MG	Divinópolis	−0,4720497
150	SP	Ourinhos	−45,36221	429	MA	Chapadinha	−0,312912
151	MA	Caxias	−45,31055	430	SP	Registro	0,0472908
152	SP	Moji Mirim	−45,23399	431	MS	Dourados	0,0745018
153	PR	Maringá	−44,94884	432	MS	Nova Andradina	0,548563
154	CE	Meruoca	−44,76086	433	RJ	Itaperuna	0,5637608
155	PB	Cajazeiras	−44,22399	434	MG	Viçosa	0,8562546
156	SP	São José do Rio Preto	−43,96711	435	MG	Ponte Nova	1,27887
157	RS	Três Passos	−43,88635	436	MG	Curvelo	1,671165
158	RS	Ijuí	−43,05442	437	SP	Itapeva	2,685238
159	GO	Porangatu	−42,7324	438	PA	Bragantina	2,818558
160	PB	João Pessoa	−42,66878	439	RS	Campanha Ocidental	3,042707
161	MA	Alto Mearim e Grajaú	−42,66477	440	MG	Pará de Minas	3,044649
162	SP	Rio Claro	−42,52344	441	AL	Litoral Norte Alagoano	3,305481
163	AM	Boca do Acre	−42,50895	442	PR	Pitanga	4,405579
164	RN	Natal	−42,30713	443	SE	Agreste de Itabaiana	4,598587
165	PR	Apucarana	−42,10559	444	ES	São Mateus	5,338392
166	BA	Seabra	−42,04252	445	AL	Serrana dos Quilombos	5,462677
167	PE	Itaparica	−41,90311	446	CE	Litoral de Aracati	5,933746
168	MG	São Sebastião do Paraíso	−41,6072	447	MA	Baixada Maranhense	6,52005
169	RN	Vale do Açu	−41,5788	448	MG	Formiga	6,526603
170	SP	Botucatu	−41,1015	449	MG	Santa Rita do Sapucaí	6,996727
171	GO	Pires do Rio	−40,91711	450	ES	Colatina	7,231083
172	MG	Patrocínio	−40,84208	451	PB	Esperança	7,567245
173	CE	Fortaleza	−40,80652	452	BA	Entre Rios	7,743492
174	RN	Mossoró	−40,8004	453	AM	Tefé	7,81971
175	GO	Goiânia	−40,62098	454	PE	Vale do Ipojuca	7,824684
176	PR	Curitiba	−40,49255	455	BA	Livramento do Brumado	8,299583
177	BA	Jequié	−40,43138	456	MG	Montes Claros	8,356743
178	PR	Campo Mourão	−40,2886	457	PA	Castanhal	8,524529
179	MT	Jauru	−39,961	458	ES	Nova Venécia	8,545574
180	RR	Boa Vista	−39,93247	459	AL	Arapiraca	8,565483
181	MG	Almenara	−39,86107	460	MG	Piuí	8,911585
182	PE	Mata Setentrional Pernambucana	−39,82561	461	RS	Santa Maria	9,085297
183	PR	Goioerê	−39,73711	462	MG	Mantena	9,14296
184	MA	Chapadas das Mangabeiras	−39,69593	463	MG	Ubá	9,209641
185	TO	Jalapão	−39,66036	464	MG	Ipatinga	9,284457
186	PB	Litoral Norte	−39,60678	465	RS	Pelotas	9,605246
187	BA	Juazeiro	−39,47969	466	GO	Quirinópolis	10,68942
188	AL	Alagoana do Sertão do São Francisco	−39,24937	467	MA	Rosário	10,85306

(Continua na próxima página)

Tabela A-2. (Continuação)

Rank	Estado	Microrregião	Amenidade	Rank	Estado	Microrregião	Amenidade
189	PR	Foz do Iguaçu	−39,21008	468	MA	Itapecuru Mirim	11,10483
190	SP	Franco da Rocha	−39,13248	469	RJ	Rio de Janeiro	11,34534
191	MA	Presidente Dutra	−39,04793	470	AM	Manaus	11,79345
192	MS	Alto Taquari	−39,03379	471	SE	Estância	12,50131
193	CE	Pacajus	−38,86465	472	MA	Porto Franco	12,66529
194	BA	Euclides da Cunha	−38,86035	473	ES	Barra de São Francisco	13,03794
195	BA	Senhor do Bonfim	−38,74094	474	MG	Araçuaí	13,19561
196	CE	Litoral de Camocim e Acaraú	−38,69505	475	RO	Ariquemes	13,21273
197	PE	Petrolina	−38,49976	476	PE	Vale do Ipanema	13,49387
198	RS	Cruz Alta	−38,48151	477	RN	Macau	14,36134
199	SP	Presidente Prudente	−38,06584	478	SE	Japaratuba	14,77699
200	MS	Paranaíba	−37,99631	479	MS	Três Lagoas	15,21159
201	CE	Uruburetama	−37,57225	480	AM	Parintins	15,40493
202	MT	Sinop	−37,27386	481	BA	Salvador	15,77081
203	BA	Guanambi	−36,9554	482	SE	Baixo Cotinguiba	16,10787
204	SP	Fernandópolis	−36,77002	483	RS	Serras de Sudeste	16,26522
205	RN	Baixa Verde	−36,52312	484	ES	Linhares	16,84409
206	PE	Pajeú	−36,35316	485	MG	Sete Lagoas	17,62254
207	BA	Paulo Afonso	−36,31137	486	MG	Diamantina	17,81334
208	PE	Médio Capibaribe	−36,3096	487	RJ	Três Rios	17,87794
209	PB	Curimataú Ocidental	−35,94989	488	MG	São Lourenço	18,71949
210	BA	Bom Jesus da Lapa	−35,88258	489	MT	Alto Teles Pires	18,74434
211	SE	Cotinguiba	−35,7308	490	MG	Itabira	18,99975
212	MG	Ituiutaba	−35,72726	491	MG	Governador Valadares	19,30371
213	SC	São Miguel do Oeste	−35,71377	492	PE	Alto Capibaribe	20,13723
214	SP	Osasco	−35,66885	493	ES	Guarapari	20,14606
215	SP	Avaré	−35,45599	494	AL	Penedo	20,25259
216	PE	Sertão do Moxotó	−35,37151	495	BA	Barreiras	21,61765
217	SC	Blumenau	−35,06604	496	MG	Pouso Alegre	21,84466
218	SP	Dracena	−35,00179	497	MT	Alto Guaporé	22,01896
219	MA	Gurupi	−34,88589	498	MG	Guanhães	22,45664
220	PE	Araripina	−34,4111	499	RS	Santa Cruz do Sul	22,56544
221	GO	Meia Ponte	−34,37505	500	MG	Itajubá	22,73838
222	MT	Paranatinga	−34,10194	501	RJ	Nova Friburgo	22,79475
223	TO	Gurupi	−33,92244	502	RO	Porto Velho	22,80228
224	MT	Médio Araguaia	−33,88708	503	BA	Feira de Santana	23,10081
225	BA	Ribeira do Pombal	−33,8528	504	RN	Litoral Sul	23,45222
226	SC	Ituporanga	−33,77172	505	PA	São Félix do Xingu	24,08332
227	AL	Serrana do Sertão Alagoano	−33,66995	506	PA	Marabá	24,16721
228	SP	Itapetininga	−33,4703	507	MG	Barbacena	24,43242
229	AM	Itacoatiara	−32,97273	508	SC	Tabuleiro	24,95126
230	PB	Umbuzeiro	−32,67339	509	PA	Belém	25,54997
231	PR	Toledo	−32,61455	510	MG	Teófilo Otoni	26,03835
232	PB	Catolé do Rocha	−32,17079	511	MG	São João Del Rei	26,55057
233	SE	Aracaju	−32,02673	512	RJ	Vassouras	26,99825
234	PA	Tucuruí	−31,88267	513	RJ	Santo Antônio de Pádua	27,39962
235	PR	Ponta Grossa	−31,8638	514	RJ	Baía da Ilha Grande	28,15163
236	AC	Sena Madureira	−31,85283	515	SC	Tijucas	28,43425
237	SP	Tupã	−31,64794	516	PA	Parauapebas	28,62902
238	PB	Brejo Paraibano	−31,56052	517	PR	Paranaguá	28,92517
239	SE	Nossa Senhora das Dores	−31,49872	518	MA	Gerais de Balsas	29,76676
240	PR	Cascavel	−31,32257	519	MT	Alto Araguaia	30,20064
241	SP	Lins	−31,28708	520	SP	Campos do Jordão	30,47244
242	SP	Capão Bonito	−31,01153	521	PA	Cametá	30,50893
243	RS	Gramado-Canela	−30,85463	522	SP	Paraibuna/Paraitinga	30,68586
244	SP	Votuporanga	−30,77555	523	PA	Portel	31,06233
245	PB	Campina Grande	−30,74185	524	MA	Lençois Maranhenses	31,53951
246	MT	Norte Araguaia	−30,63136	525	RS	Litoral Lagunar	31,72688
247	AL	São Miguel dos Campos	−30,5714	526	AM	Japurá	31,76607
248	SC	Rio do Sul	−30,51507	527	RS	Camaquã	32,25177
249	PA	Guamá	−30,48233	528	AL	Traipu	33,19174
250	RN	Agreste Potiguar	−30,47586	529	BA	Santo Antônio de Jesus	33,45283
251	PE	Recife	−30,33866	530	MG	Conceição do Mato Dentro	33,70345

(Continua na próxima página)

Tabela A-2. (Continuação)

Rank	Estado	Microrregião	Amenidade	Rank	Estado	Microrregião	Amenidade
252	GO	Entorno de Brasília	−30,33788	531	RJ	Serrana	34,9973
253	PR	Ivaiporã	−30,18655	532	MG	Itaguara	36,37453
254	PB	Curimataú Oriental	−30,15517	533	AM	Rio Negro	37,12897
255	PI	Teresina	−30,10591	534	PE	Suape	37,78645
256	PE	Mata Meridional Pernambucana	−30,01625	535	RJ	Macacu-Caceribu	38,12756
257	PR	Umuarama	−30,00694	536	AM	Alto Solimões	38,32392
258	PE	Vitória de Santo Antão	−29,81782	537	RJ	Santa Maria Madalena	39,53494
259	SP	Sorocaba	−28,20932	538	PA	Santarém	39,80882
260	MA	Médio Mearim	−28,10046	539	BA	Catu	40,14801
261	SE	Propriá	−28,06728	540	ES	Afonso Cláudio	40,23346
262	MA	Aglomeração Urbana de São Luís	−28,06323	541	ES	Itapemirim	42,72224
263	GO	Anápolis	−27,83122	542	MG	Conselheiro Lafaiete	43,23909
264	SC	São Bento do Sul	−27,2478	543	AM	Coari	43,66128
265	PA	Furos de Breves	−26,72244	544	SP	Santos	45,11343
266	RS	Sananduva	−26,67422	545	RS	Osório	45,97747
267	MG	Unaí	−26,55939	546	SP	Itanhaém	46,99253
268	AL	Mata Alagoana	−26,45003	547	MG	Ouro Preto	48,33654
269	MG	Andrelândia	−26,36349	548	BA	Valença	59,05656
270	PB	Sapé	−26,18739	549	RJ	Campos dos Goytacazes	62,91082
271	SE	Boquim	−26,17593	550	SP	Bananal	64,30196
272	MS	Bodoquena	−26,16108	551	SC	Itajaí	66,13794
273	MT	Cuiabá	−26,05873	552	RJ	Itaguaí	66,67506
274	CE	Sobral	−25,87838	553	SP	Caraguatatuba	68,12241
275	MT	Alta Floresta	−25,40202	554	RJ	Macaé	74,65752
276	SC	Araranguá	−25,20576	555	RJ	Bacia de São João	87,49146
277	SP	Barretos	−25,19638	556	PR	São Mateus do Sul	96,24184
278	MS	Iguatemi	−25,08122	557	RJ	Lagos	103,2639
279	SC	Tubarão	−25,05555				

Resultados alternativos: Ranking de Amenidades Ajustado

O ranking de amenidades apresentado na Tabela A-2 utilizou o maior número de variáveis explicativas na equação de salários, incluindo número médio de anos de escolaridade e idade. Contudo, a inclusão dessas variáveis em logaritmo na estimação na equação (6) reduz o número de observações, pois todos os analfabetos são excluídos da amostra, além dos campos associados a essas variáveis sem informações válidas.

Assim o diferencial de salários foi calculado com base em 3.777.049 observações, com a média de rendimento mensal da amostra de R$2.582,06. Assim, com o intuito de considerar as observações dos analfabetos, foi estimada uma versão reduzida da equação (6) sem considerar o logaritmo da idade e do número de anos de escolaridade. A estimação alternativa foi baseada em 4.036.682 observações e gerou uma medida alternativa de amenidades com correlação de 0,9955 com a medida apresentada na Tabela A-2.

A Figura A-1 e a Tabela A-3 apresentam um gráfico e o ranking baseado na medida de amenidades alternativa, respectivamente.

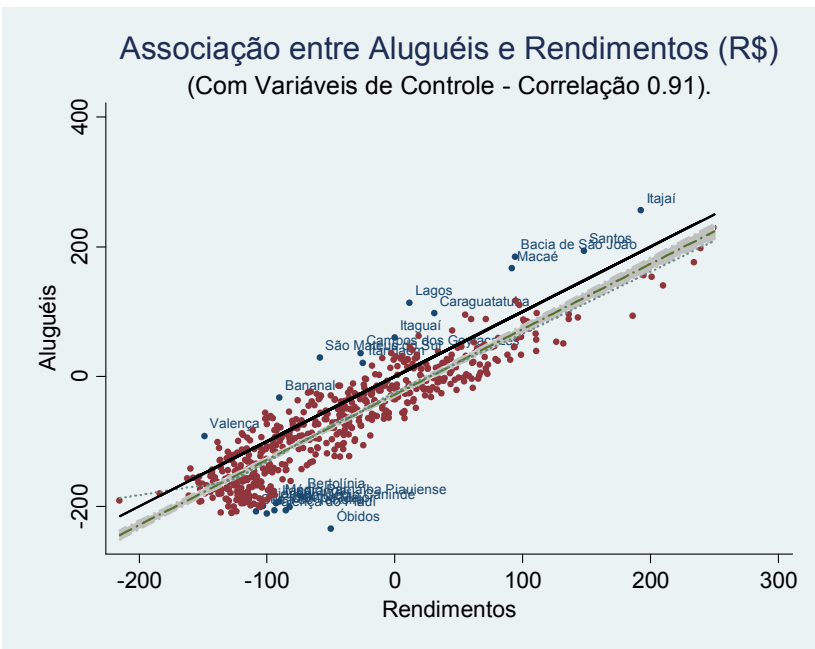


Figura A-1. Resultados alternativos: Associação entre Aluguéis e Rendimentos (R$).

Tabela A-3. Amenidades: estimadas alternativas a partir das características dos domicílios e seus responsáveis.

Rank	Estado	Microrregião	Amenidade	Rank	Estado	Microrregião	Amenidade
1	PA	Óbidos	−186,674	280	RS	Restinga Seca	−29,93286
2	PI	Campo Maior	−122,4847	281	PB	Campina Grande	−29,61642
3	PI	Alto Médio Canindé	−120,4409	282	SP	Nhandeara	−29,41489
4	PI	Pio IX	−113,5819	283	CE	Sobral	−29,23814
5	PI	Bertolínia	−113,1024	284	SC	Curitibanos	−28,86374
6	PI	Valença do Piauí	−112,8805	285	PR	Francisco Beltrão	−28,68015
7	PI	Médio Parnaíba Piauiense	−104,3928	286	CE	Cariri	−28,18754
8	PB	Itaporanga	−104,364	287	RS	Jaguarão	−28,02888
9	PB	Serra do Teixeira	−100,7387	288	MG	Bom Despacho	−27,93521
10	PB	Piancó	−97,90114	289	CE	Baixo Curu	−27,80136
11	MA	Chapadas do Alto Itapecuru	−97,51597	290	CE	Baturité	−27,72238
12	CE	Sertão de Cratéus	−94,22227	291	MG	Nanuque	−27,67196
13	RS	Caxias do Sul	−93,5871	292	SP	Itapecerica da Serra	−27,42578
14	RN	Umarizal	−93,21172	293	PR	Wenceslau Braz	−26,73756
15	PI	São Raimundo Nonato	−91,48716	294	PE	Garanhuns	−26,69214
16	RN	Chapada do Apodi	−90,35307	295	SP	São José dos Campos	−26,57516
17	RN	Médio Oeste	−90,01394	296	PI	Teresina	−26,54885
18	GO	Rio Vermelho	−89,11142	297	CE	Ibiapaba	−26,19688
19	CE	Ipu	−87,79658	298	SC	Joinville	−26,16747
20	BA	Irecê	−87,64423	299	MS	Iguatemi	−25,84825
21	CE	Lavras da Mangabeira	−87,35206	300	MT	Cuiabá	−25,14369
22	CE	Chorozinho	−86,89175	301	MG	Frutal	−25,13633
23	CE	Caririaçu	−85,54412	302	MG	Paracatu	−24,9269
24	CE	Santa Quitéria	−84,90032	303	RS	Frederico Westphalen	−24,84185
25	PB	Seridó Oriental Paraibano	−83,56487	304	MG	Bocaiúva	−24,5021
26	CE	Várzea Alegre	−83,26846	305	CE	Itapipoca	−24,26692
27	PR	Faxinal	−83,19857	306	MT	Canarana	−24,16218
28	RN	Angicos	−82,97792	307	AM	Rio Preto da Eva	−24,06905
29	MT	Alto Paraguai	−82,82609	308	MS	Aquidauana	−23,85828
30	SP	Ribeirão Preto	−82,43667	309	SC	Chapecó	−23,77718
31	RN	Seridó Oriental	−81,74725	310	AL	Santana do Ipanema	−23,76268
32	SP	Jaboticabal	−80,2027	311	MT	Rondonópolis	−23,7273
33	CE	Sertão de Senador Pompeu	−80,16474	312	SP	Guarulhos	−23,72419
34	CE	Serra do Pereiro	−78,30831	313	AC	Sena Madureira	−23,53278
35	PI	Chapadas do Extremo Sul Piauiense	−77,73306	314	PR	Rio Negro	−23,47186
36	MA	Coelho Neto	−77,1311	315	PE	Brejo Pernambucano	−23,03163
37	PI	Baixo Parnaíba Piauiense	−77,07212	316	PR	União da Vitória	−22,8548
38	CE	Chapada do Araripe	−76,99606	317	MG	Três Marias	−22,81132
39	GO	Iporá	−76,92736	318	MG	Belo Horizonte	−22,79982
40	AL	Batalha	−76,87424	319	MG	Varginha	−22,76217
41	CE	Sertão de Inhamuns	−76,40609	320	MA	Pindaré	−22,66562
42	CE	Coreaú	−74,91652	321	SP	Amparo	−22,57392
43	SP	São Carlos	−74,13338	322	MT	Rosário Oeste	−22,53795
44	PR	Porecatu	−73,80571	323	RS	Cachoeira do Sul	−22,40157
45	PR	Cornélio Procópio	−73,74489	324	BA	Barra	−22,13586
46	PI	Picos	−73,54892	325	MG	Poços de Caldas	−22,08478
47	TO	Rio Formoso	−73,16489	326	MG	Pirapora	−22,00694
48	PB	Cariri Oriental	−73,14205	327	AL	Palmeira dos Índios	−21,97685
49	PI	Floriano	−72,67624	328	SP	Guaratinguetá	−21,91879
50	RS	Guaporé	−72,55891	329	MS	Campo Grande	−21,86813
51	CE	Barro	−72,12115	330	MG	Pedra Azul	−21,8649
52	PI	Alto Médio Gurguéia	−71,42004	331	PA	Paragominas	−21,25238
53	SP	Jundiaí	−71,3103	332	BA	Santa Maria da Vitória	−21,04256
54	BA	Jeremoabo	−70,76604	333	SC	Florianópolis	−20,96306
55	SP	Ituverava	−70,74681	334	MG	Manhuaçu	−20,52441
56	PA	Tomé-Açu	−70,24771	335	RR	Sudeste de Roraima	−20,19439
57	SP	Araraquara	−70,21179	336	SP	Bragança Paulista	−20,19353
58	RS	Montenegro	−69,90344	337	ES	Alegre	−20,18122
59	PR	Assaí	−69,36473	338	PR	Cianorte	−19,99468
60	PB	Seridó Ocidental Paraibano	−69,29606	339	MT	Tangará da Serra	−19,72965
61	TO	Miracema do Tocantins	−68,48766	340	PE	Itamaracá	−19,72242

(Continua na próxima página)

Tabela A-3. (Continuação)

Rank	Estado	Microrregião	Amenidade	Rank	Estado	Microrregião	Amenidade
62	PB	Cariri Ocidental	−68,31294	341	SP	Andradina	−19,4764
63	RN	Serra de Santana	−68,2106	342	MA	Imperatriz	−19,12215
64	RN	Seridó Ocidental	−67,80461	343	CE	Cascavel	−18,60898
65	PR	Ibaiti	−67,38622	344	MG	Araxá	−18,54589
66	AP	Mazagão	−67,26268	345	PR	Pato Branco	−18,44621
67	MT	Tesouro	−66,94287	346	PA	Altamira	−18,44206
68	PR	Floraí	−66,66319	347	MT	Alto Pantanal	−17,99444
69	SC	Criciúma	−66,49982	348	ES	Cachoeiro de Itapemirim	−17,89906
70	SP	Jaú	−66,39069	349	PR	Prudentópolis	−17,7086
71	SC	Concórdia	−66,3689	350	ES	Vitória	−17,65372
72	GO	Aragarças	−66,11494	351	SP	Mogi das Cruzes	−17,47925
73	RS	Não-Me-Toque	−65,92059	352	PA	Salgado	−17,24754
74	SP	Catanduva	−65,30534	353	RJ	Barra do Piraí	−17,14028
75	SP	Adamantina	−64,84393	354	AP	Oiapoque	−17,13527
76	PA	Almeirim	−64,26642	355	PR	Guarapuava	−16,86285
77	CE	Brejo Santo	−64,20124	356	MG	Patos de Minas	−16,45607
78	RN	Pau dos Ferros	−64,05127	357	PB	Guarabira	−16,31207
79	CE	Médio Jaguaribe	−63,86282	358	SE	Sergipana do Sertão do São Francisco	−16,03365
80	SP	Novo Horizonte	−63,54587	359	MG	Lavras	−15,92734
81	PR	Jacarezinho	−63,50954	360	GO	Catalão	−15,87148
82	RN	Serra de São Miguel	−63,40285	361	SP	Piedade	−15,73991
83	SP	São Joaquim da Barra	−63,33417	362	SE	Carira	−15,5585
84	GO	São Miguel do Araguaia	−63,22063	363	SE	Agreste de Lagarto	−15,38448
85	RS	Lajeado-Estrela	−62,68771	364	RS	Santiago	−15,2803
86	SP	Jales	−62,35271	365	RJ	Vale do Paraíba Fluminense	−15,07575
87	SP	Batatais	−62,18717	366	AP	Amapá	−14,79134
88	MG	Grão Mogol	−62,12066	367	MG	Aimorés	−14,68377
89	CE	Médio Curu	−62,11221	368	RO	Ji-Paraná	−14,5802
90	CE	Canindé	−61,99049	369	RS	Porto Alegre	−14,51787
91	BA	Jacobina	−61,57538	370	MT	Primavera do Leste	−14,42669
92	MG	Januária	−60,60995	371	RS	São Jerônimo	−14,36356
93	TO	Bico do Papagaio	−60,35336	372	RN	Macaíba	−14,10344
94	CE	Iguatu	−60,28356	373	MG	Oliveira	−14,0104
95	SP	Pirassununga	−60,22606	374	TO	Porto Nacional	−13,71397
96	RR	Caracaraí	−60,18771	375	MG	Muriaé	−13,43828
97	PE	Salgueiro	−60,17133	376	GO	Vão do Paranã	−13,32331
98	RS	Vacaria	−60,14291	377	SC	Canoinhas	−13,22402
99	BA	Serrinha	−59,98476	378	RO	Colorado do Oeste	−12,98251
100	RN	Borborema Potiguar	−59,2356	379	BA	Itapetinga	−12,73484
101	SP	São Paulo	−59,09198	380	BA	Ilhéus-Itabuna	−12,69985
102	SP	Marília	−59,03336	381	RN	Litoral Nordeste	−12,68306
103	MA	Litoral Ocidental Maranhense	−58,64228	382	MG	Peçanha	−12,65388
104	PB	Itabaiana	−58,44441	383	MS	Cassilândia	−12,52758
105	BA	Itaberaba	−58,25499	384	RS	Campanha Meridional	−12,4698
106	PR	Paranavaí	−58,09627	385	MG	Caratinga	−12,40546
107	PR	Londrina	−57,37005	386	PR	Palmas	−12,34028
108	RS	Erechim	−57,26003	387	PB	Litoral Sul	−11,8492
109	SP	Franca	−57,12477	388	RS	Cerro Largo	−11,74198
110	MA	Baixo Parnaíba Maranhense	−56,75831	389	PR	Lapa	−11,19778
111	SP	Bauru	−56,38322	390	SE	Tobias Barreto	−11,02789
112	RS	Passo Fundo	−56,15167	391	CE	Sertão de Quixeramobim	−11,02455
113	SP	Limeira	−55,34562	392	SC	Xanxerê	−10,97713
114	BA	Cotegipe	−55,10944	393	PR	Cerro Azul	−10,83975
115	AM	Juruá	−54,98498	394	SP	Tatuí	−10,57377
116	GO	Anicuns	−54,82299	395	ES	Montanha	−10,54362
117	SP	Auriflama	−54,74862	396	MG	Juiz de Fora	−9,507921
118	SP	Assis	−54,37519	397	ES	Santa Teresa	−9,453114
119	SP	Birigui	−54,35485	398	AP	Macapá	−9,371049
120	SC	Joaçaba	−54,19156	399	RS	Campanha Central	−9,280144
121	SP	Piracicaba	−53,94051	400	PA	Conceição do Araguaia	−9,203598
122	MG	Uberlândia	−53,86351	401	PR	Irati	−9,154287
123	MG	Alfenas	−53,66599	402	PA	Redenção	−9,039818
124	SP	Araçatuba	−53,60017	403	RS	Soledade	−8,93494

(Continua na próxima página)

Tabela A-3. (Continuação)

Rank	Estado	Microrregião	Amenidade	Rank	Estado	Microrregião	Amenidade
125	BA	Boquira	−53,47253	404	PA	Arari	−8,916565
126	SP	São João da Boa Vista	−53,3238	405	RO	Cacoal	−8,208115
127	MG	Salinas	−53,17014	406	MT	Parecis	−8,19223
128	PB	Sousa	−53,09922	407	MT	Aripuanã	−8,189999
129	RS	Três Passos	−53,03024	408	MS	Baixo Pantanal	−8,006212
130	PR	Capanema	−52,84771	409	PR	Jaguariaíva	−7,780045
131	CE	Meruoca	−52,77177	410	TO	Araguaína	−7,032833
132	CE	Baixo Jaguaribe	−52,70879	411	RO	Vilhena	−6,940829
133	PR	Astorga	−52,69566	412	MG	Ponte Nova	−6,918571
134	MG	Capelinha	−52,0882	413	MG	Cataguases	−6,840206
135	MG	Campo Belo	−51,65676	414	GO	Sudoeste de Goiás	−6,832821
136	RO	Alvorada D'Oeste	−51,30349	415	MA	Chapadinha	−6,640182
137	MG	Passos	−51,28873	416	PI	Alto Parnaíba Piauiense	−6,638
138	SP	Ourinhos	−51,18938	417	MG	Divinópolis	−6,190872
139	GO	Vale do Rio dos Bois	−50,8459	418	SP	Itapeva	−6,051132
140	GO	Chapada dos Veadeiros	−50,69482	419	AM	Purus	−6,000961
141	RS	Ijuí	−50,60041	420	MG	Curvelo	−5,70224
142	MT	Arinos	−50,24849	421	MA	Codó	−5,524033
143	MG	Uberaba	−50,22989	422	RJ	Cantagalo-Cordeiro	−5,284554
144	PA	Itaituba	−49,90786	423	PR	Telêmaco Borba	−4,90081
145	MT	Colíder	−49,63314	424	MG	Viçosa	−4,626534
146	TO	Dianópolis	−49,59167	425	BA	Alagoinhas	−4,503555
147	RO	Guajará-Mirim	−49,45448	426	MS	Nova Andradina	−4,435394
148	SP	Moji Mirim	−49,45053	427	AM	Madeira	−4,34433
149	PI	Litoral Piauiense	−49,44752	428	AC	Brasiléia	−4,212494
150	SP	São José do Rio Preto	−49,37704	429	RS	Campanha Ocidental	−4,212238
151	SP	Campinas	−49,00482	430	PB	Esperança	−4,135956
152	PR	Maringá	−48,96924	431	MG	Pará de Minas	−4,01916
153	MG	Patrocínio	−48,74051	432	SP	Registro	−3,924892
154	PB	Patos	−48,7235	433	PA	Bragantina	−3,674805
155	RR	Nordeste de Roraima	−48,72202	434	RJ	Itaperuna	−3,613504
156	PE	Itaparica	−48,28386	435	SE	Agreste de Itabaiana	−3,495346
157	RN	Vale do Açu	−48,10843	436	AL	Litoral Norte Alagoano	−2,783279
158	PB	Cajazeiras	−48,08304	437	MG	Formiga	−2,175446
159	AL	Maceió	−47,94205	438	MA	Baixada Maranhense	−2,133835
160	MG	São Sebastião do Paraíso	−47,71786	439	CE	Litoral de Aracati	−2,117775
161	SP	Fernandópolis	−47,67888	440	SC	Campos de Lages	−1,951748
162	CE	Pacajus	−47,22676	441	BA	Porto Seguro	−1,714401
163	BA	Seabra	−46,99615	442	PR	Pitanga	−1,294662
164	RS	Cruz Alta	−46,96813	443	BA	Vitória da Conquista	−1,0616
165	CE	Uruburetama	−46,67113	444	MS	Dourados	−0,7880752
166	PB	Litoral Norte	−46,14755	445	MG	Santa Rita do Sapucaí	−0,5291519
167	PR	Apucarana	−45,9505	446	ES	Nova Venécia	−0,1763611
168	GO	Porangatu	−45,83729	447	AL	Serrana dos Quilombos	0,114502
169	MG	Almenara	−45,73351	448	MG	Piuí	0,1950455
170	MA	Caxias	−45,67907	449	AC	Cruzeiro do Sul	0,9232483
171	SP	Rio Claro	−45,66867	450	PA	Castanhal	1,464188
172	PE	Mata Setentrional Pernambucana	−45,41119	451	PE	Vale do Ipanema	1,621948
173	GO	Pires do Rio	−45,28977	452	ES	Colatina	1,929779
174	PB	Curimataú Ocidental	−45,08083	453	MG	Ubá	1,992786
175	MA	Alto Mearim e Grajaú	−45,00888	454	RS	Santa Maria	2,919193
176	TO	Jalapão	−44,95382	455	RS	Pelotas	3,102748
177	SP	Presidente Prudente	−44,71201	456	MG	Mantena	3,293434
178	RN	Baixa Verde	−44,69077	457	AL	Arapiraca	3,627258
179	SP	Franco da Rocha	−44,58569	458	ES	São Mateus	3,66268
180	SC	São Miguel do Oeste	−44,55061	459	MG	Ipatinga	3,681286
181	BA	Jequié	−44,50832	460	BA	Livramento do Brumado	3,847069
182	RN	Mossoró	−44,48746	461	MG	Montes Claros	3,866058
183	PE	Pajeú	−44,45956	462	SE	Japaratuba	3,982315
184	BA	Euclides da Cunha	−44,39021	463	BA	Entre Rios	4,070183
185	PR	Campo Mourão	−44,35667	464	PE	Vale do Ipojuca	4,247841
186	MA	Presidente Dutra	−44,35567	465	AC	Tarauacá	4,328522
187	MA	Chapadas das Mangabeiras	−44,20825	466	AC	Rio Branco	4,767735

(Continua na próxima página)

Tabela A-3. (Continuação)

Rank	Estado	Microrregião	Amenidade	Rank	Estado	Microrregião	Amenidade
188	CE	Litoral de Camocim e Acaraú	−44,0432	467	SE	Baixo Cotinguiba	4,777168
189	MT	Jauru	−43,94942	468	MG	Araçuaí	5,311958
190	PR	Goioerê	−43,89218	469	MA	Rosário	5,365532
191	SP	Dracena	−43,77581	470	SE	Estância	5,914154
192	AL	Alagoana do Sertão do São Francisco	−43,75269	471	MA	Itapecuru Mirim	6,330933
193	BA	Senhor do Bonfim	−43,46346	472	AM	Parintins	7,053558
194	PR	Foz do Iguaçu	−43,24413	473	ES	Barra de São Francisco	8,67041
195	RN	Natal	−43,19297	474	MG	Diamantina	9,644325
196	PE	Médio Capibaribe	−43,18501	475	RO	Ariquemes	9,796272
197	DF	Brasília	−43,02118	476	RS	Serras de Sudeste	9,979393
198	BA	Guanambi	−42,39418	477	RN	Macau	10,0033
199	AL	Serrana do Sertão Alagoano	−42,19173	478	MG	Itabira	10,0037
200	SP	Botucatu	−42,02037	479	MG	Sete Lagoas	10,05457
201	PE	Araripina	−41,94089	480	GO	Quirinópolis	10,0615
202	PB	Umbuzeiro	−41,7838	481	AM	Tefé	10,1658
203	PR	Toledo	−41,64426	482	MA	Porto Franco	10,18475
204	CE	Fortaleza	−41,57285	483	AM	Manaus	10,36793
205	SE	Cotinguiba	−41,53986	484	RJ	Rio de Janeiro	11,21742
206	MS	Alto Taquari	−41,47745	485	BA	Salvador	12,12182
207	BA	Juazeiro	−41,4655	486	PE	Alto Capibaribe	12,73654
208	PR	Curitiba	−41,31611	487	RJ	Três Rios	13,02045
209	SP	Avaré	−41,09514	488	RN	Litoral Sul	13,18707
210	AM	Boca do Acre	−41,05374	489	MG	São Lourenço	13,34684
211	RS	Gramado-Canela	−41,01173	490	MS	Três Lagoas	13,4791
212	MS	Paranaíba	−40,83799	491	MG	Guanhães	14,27035
213	MA	Gurupi	−40,76035	492	RS	Santa Cruz do Sul	14,35476
214	BA	Bom Jesus da Lapa	−40,66653	493	MG	Governador Valadares	14,43142
215	PE	Petrolina	−40,48829	494	ES	Linhares	14,45796
216	RN	Agreste Potiguar	−40,4537	495	ES	Guarapari	15,22646
217	GO	Goiânia	−40,44378	496	SC	Tabuleiro	15,30689
218	SE	Nossa Senhora das Dores	−40,04715	497	MT	Alto Teles Pires	15,96523
219	SC	Blumenau	−39,81529	498	MG	Itajubá	16,559
220	BA	Ribeira do Pombal	−39,77716	499	AL	Penedo	16,85284
221	SC	Ituporanga	−39,70629	500	MG	Pouso Alegre	17,33253
222	RR	Boa Vista	−39,59534	501	MG	Barbacena	17,46539
223	PB	Catolé do Rocha	−39,48441	502	MT	Alto Guaporé	18,63411
224	MT	Sinop	−39,09695	503	MG	São João Del Rei	19,21673
225	SP	Osasco	−38,92335	504	BA	Feira de Santana	19,2197
226	SP	Tupã	−38,5486	505	RJ	Vassouras	20,10411
227	SP	Capão Bonito	−38,43702	506	SC	Tijucas	20,76811
228	PE	Sertão do Moxotó	−38,3064	507	PA	Belém	21,31072
229	MG	Ituiutaba	−38,22786	508	RJ	Santo Antônio de Pádua	21,32245
230	BA	Paulo Afonso	−38,08569	509	PA	Cametá	21,76204
231	SC	Rio do Sul	−37,9715	510	AL	Traipu	22,79555
232	SP	Itapetininga	−37,93781	511	PA	Marabá	23,02126
233	AM	Itacoatiara	−37,73169	512	RJ	Nova Friburgo	24,06437
234	PB	João Pessoa	−37,38188	513	PA	São Félix do Xingu	24,15
235	SP	Lins	−37,35074	514	RO	Porto Velho	24,64469
236	GO	Meia Ponte	−37,2579	515	MG	Itaguara	24,94793
237	PB	Brejo Paraibano	−36,91272	516	MA	Lençois Maranhenses	25,30965
238	AL	São Miguel dos Campos	−36,62597	517	MG	Teófilo Otoni	25,34689
239	PA	Guamá	−36,55774	518	PR	Paranaguá	25,38361
240	PE	Vitória de Santo Antão	−36,37667	519	SP	Paraibuna/Paraitinga	26,0575
241	TO	Gurupi	−36,37532	520	RS	Litoral Lagunar	26,07178
242	RS	Sananduva	−36,1676	521	MG	Conceição do Mato Dentro	26,46958
243	SE	Propriá	−36,07059	522	BA	Barreiras	26,6802
244	SP	Votuporanga	−36,05699	523	RJ	Baía da Ilha Grande	26,76326
245	SC	São Bento do Sul	−36,00612	524	BA	Santo Antônio de Jesus	26,82601
246	PR	Umuarama	−35,52655	525	MA	Gerais de Balsas	27,08696
247	RS	Santa Rosa	−35,48722	526	RS	Camaquã	27,34523
248	PR	Ponta Grossa	−35,18204	527	PA	Parauapebas	28,29126
249	PB	Curimataú Oriental	−35,14896	528	SP	Campos do Jordão	28,33132
250	GO	Entorno de Brasília	−35,12025	529	PE	Suape	29,51299

(Continua na próxima página)

Tabela A-3. (Continuação)

Rank	Estado	Microrregião	Amenidade	Rank	Estado	Microrregião	Amenidade
251	MT	Paranatinga	−34,99285	530	PA	Portel	30,65974
252	PR	Ivaiporã	−34,87736	531	MT	Alto Araguaia	31,65958
253	PE	Mata Meridional Pernambucana	−34,58772	532	ES	Afonso Cláudio	32,74935
254	PR	Cascavel	−34,52343	533	RJ	Macacu-Caceribu	33,19318
255	MT	Médio Araguaia	−34,17789	534	BA	Catu	34,04202
256	SE	Boquim	−34,0874	535	PA	Santarém	34,41183
257	MT	Norte Araguaia	−33,49467	536	RJ	Santa Maria Madalena	34,45077
258	SE	Aracaju	−33,25189	537	AM	Japurá	36,18642
259	PB	Sapé	−33,24002	538	MG	Conselheiro Lafaiete	36,7055
260	MA	Aglomeração Urbana de São Luís	−33,12394	539	RS	Osório	37,13721
261	PA	Tucuruí	−33,12004	540	ES	Itapemirim	37,60917
262	SP	Sorocaba	−33,11341	541	RJ	Serrana	38,08274
263	SC	Araranguá	−32,90902	542	AM	Coari	40,86654
264	SC	Tubarão	−32,8026	543	AM	Rio Negro	41,32054
265	MG	Andrelândia	−32,72592	544	MG	Ouro Preto	42,31685
266	PE	Recife	−32,63495	545	AM	Alto Solimões	43,56368
267	RS	Santo Ângelo	−32,51228	546	SP	Itanhaém	44,13407
268	SP	Barretos	−32,46023	547	SP	Santos	44,19162
269	RS	Carazinho	−32,38694	548	BA	Valença	55,92082
270	GO	Anápolis	−31,82414	549	SP	Bananal	56,24432
271	MT	Alta Floresta	−31,74319	550	RJ	Itaguaí	58,25382
272	GO	Ceres	−31,51931	551	RJ	Campos dos Goytacazes	61,31826
273	AL	Mata Alagoana	−31,48314	552	SC	Itajaí	61,75844
274	MA	Médio Mearim	−31,28752	553	SP	Caraguatatuba	65,38604
275	MG	Unaí	−30,76229	554	RJ	Macaé	73,96894
276	BA	Brumado	−30,48859	555	PR	São Mateus do Sul	86,17165
277	PA	Furos de Breves	−30,32755	556	RJ	Bacia de São João	88,79396
278	MG	Janaúba	−30,31961	557	RJ	Lagos	100,6812
279	MS	Bodoquena	−29,98128				

r b e
REVISTA BRASILEIRA DE ECONOMIA
DOI 10.5935/0034-7140.20190002
ISSN 1806-9134 (online)
FGV
FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS

Indexação e Metas de Inflação*

Alexandre B. Cunha†

Sumário

1. Introdução 29
2. Curva de Phillips e indexação 33
3. O jogo base 34
4. O jogo repetido 38
5. O papel da indexação 40
6. Formulações alternativas da Curva de Phillips 44
7. Considerações finais 46
Apêndice. Demonstrações 48

Palavras-chave
Indexação, metas de inflação, jogo repetido

JEL Codes
E52, E58, E61

Resumo · Abstract

I carry out a theoretical investigation of the relation between price indexation and inflation targeting. The analysis is performed in the context of a repeated game in which the stage game is a modified version of the model of Kydland & Prescott and Barro & Gordon. I show that, contrarily to the conventional wisdom on the subject, indexation helps to achieve an equilibrium that implements the inflation target. This finding suggest that policy actions aimed at reducing the indexation of the Brazilian economy may hinder the functioning of the inflation targeting system to the point of making it ineffective. funcionamento do sistema de metas.

1. Introdução

A indexação tem sido uma característica da economia brasileira pelos menos desde 1964, quando o Plano de Ação Econômica do Governo (PAEG) instituiu a correção monetária. Com o Plano Real e a reforma monetária de 1994 ocorreu uma desindexação parcial, pois se proibiu a indexação de contratos com prazo de vigência inferior a um ano. Alguns economistas argumentam que o fato de ainda existir indexação, mesmo que restrita, faz com que a política monetária seja menos eficaz para controlar e/ou reduzir a taxa de inflação.

Estuda-se neste ensaio como a indexação pode afetar o funcionamento do regime de metas de inflação, o qual está em vigor no Brasil desde 1999. Mostra-se que a sabedoria convencional, na qual a existência da indexação dificulta a obtenção de taxas de inflação mais modestas, está, na melhor das hipóteses, incompleta. De fato, estivesse a relação estratégica entre o banco central e o setor privada restrita a uma única data no tempo, o entendimento tradicional estaria correto. Contudo, quando se leva em conta a natureza intertemporal da

*O autor agradece o apoio financeiro do CNPq. O artigo se beneficiou dos comentários e sugestões de Eurilton Araújo, Fernando de Holanda Barbosa, Antonio Luis Licha, Viviane Luporini, de um parecerista anônimo e das audiências de apresentações no Departamento de Estudos e Pesquisa (Depep) do Banco Central do Brasil e no XL Encontro Brasileiro de Econometria.

†Universidade Federal do Rio de Janeiro, Instituto de Economia. Av. Pasteur 250, sala 130, Urca, Rio de Janeiro, RJ, CEP 22290-902, Brasil.

research@alexbcunha.com

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

Recebido em 11 de junho de 2018
Aceitação final em 12 de novembro de 2018

interação entre o banco central e os demais agentes, chega-se à conclusão oposta: a existência da indexação pode contribuir para a implementação de taxas de inflação mais baixas.

A ideia de que é desejável reduzir o grau de indexação da economia brasileira é expressa de forma inequívoca por diversos profissionais da área de Economia. Seguem-se alguns poucos exemplos representativos de declarações que externam tal entendimento. Marconi (2017) afirma que "reduzir a inflação no Brasil de forma mais acelerada e com menores custos sociais requer a desindexação da economia". Segundo Bresser-Pereira (2016), "Outra reforma urgente, que ainda não está na agenda do país, é a desindexação. Sem a desindexação completa o custo de combater a inflação é muito grande". Por sua vez, Oreiro (2014) argumenta que "A estabilidade da inflação a médio-prazo será obtida pela combinação entre a austeridade gerada [por um] novo regime fiscal e pela desindexação total da economia".

O fato de a inflação presente ser parcialmente determinada, via indexação, pela inflação pretérita potencialmente dificulta a redução da taxa de inflação em uma *dada* data. Todavia, o processo de determinação das taxas de inflação possui uma natureza *intertemporal*. Há também que se levar em consideração a interação estratégica entre o banco central e os demais agentes econômicos. Em particular, o incentivo para que esses jogadores estejam dispostos a se comportar de maneira cooperativa de forma que se alcance uma taxa de inflação mais baixa depende do quão melhor é tal equilíbrio vis-à-vis um equilíbrio não cooperativo. E, conforme se discute no próximo parágrafo, é exatamente nesse ponto que o raciocínio subjacente à sabedoria convencional falha.

Suponha que um dado jogo base[1] possua um equilíbrio não cooperativo no qual uma redução do grau de indexação efetivamente leve a uma queda da taxa de inflação. Contudo, em um jogo intertemporal há espaço para que os jogadores cooperem de forma a atingir resultados que são superiores, sob o ponto de vista desses agentes, à solução não cooperativa do jogo base. Ora, se o banco central for avesso à inflação, então o resultado não cooperativo se torna menos desagradável para esse jogador. Consequentemente, ele estará menos propenso a implementar uma estratégia cooperativa necessária para que se alcance uma solução na qual a taxa de inflação seja menor do que aquela atingida no equilíbrio sem cooperação do jogo base.

O leitor familiarizado com a literatura de jogos repetidos possivelmente identificou nos parágrafos anteriores os elementos de um argumento que lhe é conhecido. Assuma que quanto mais indexada for uma economia, maior será a taxa de inflação de equilíbrio em um jogo base no qual a interação estratégica entre banco central e setor privado é exclusivamente intratemporal. Suponha agora que o payoff do banco central seja estritamente decrescente na taxa de inflação. Logo, quanto menor for o grau de indexação, melhor será esse equilíbrio sob o ponto de vista da autoridade monetária. Consequentemente, uma eventual desindexação da economia reduziria o incentivo desse jogador em agir de forma cooperativa de forma a atingir, em um jogo repetido infinita vezes, um resultado distinto do equilíbrio do jogo base.

Os resultados discutidos acima foram obtidos em uma variante do modelo utilizado por KP (Kydland & Prescott, 1977) e BG (Barro & Gordon, 1983a, 1983b) para analisar o problema de regras versus discricionariedade na condução da política macroeconômica. O modelo em questão é bastante popular, sendo discutido em diversos livros, como Barbosa (2017), Drazen (2000), Gibbons (1992), Modenesi (2005) e Walsh (2017). Adicionalmente, variantes do mesmo são adotada em artigos recentes, como Frankel e Kartik (2018) e Griebeler (2015). Possivelmente, o modelo de KP e BG é o ponto de partida mais comum para

[1]Quanto utilizada neste artigo, a expressão *jogo base* deve ser entendida como equivalente à inglesa *stage game*.

estudo de questões relacionadas à política monetária que envolvam a interação estratégica entre o banco central e o setor privado.

A análise contida neste artigo contém três passos principais. Inicialmente, estuda-se um jogo base similar ao analisado em Gibbons (1992). O setor privado seleciona a sua expectativa para a taxa de inflação π^e. Após observar π^e, o banco central seleciona a taxa de inflação π e o produto y. As escolhas da autoridade monetária são restritas por uma Curva de Phillips cujo coeficiente angular depende do grau de indexação da economia.[2] Quanto mais indexada for a economia, mais custoso será, em termos de redução do produto, para o banco central reduzir a taxa de inflação. No tocante às preferências, o setor privado simplesmente deseja acertar a sua previsão da taxa de inflação, ao passo que o *payoff* da autoridade monetária é uma função de perda quadrática na qual os objetivos subjacentes são atingir uma taxa de inflação nula e fazer com que o PIB da economia exceda o seu nível natural. Esse jogo possui um único equilíbrio. Em consonância com a visão convencional da relação entre indexação e inflação, o valor de equilíbrio $\hat{\pi}$ dessa variável é uma função crescente do grau de indexação.

O segundo passo consiste em introduzir o regime de metas no jogo base. Assume-se que existe um alvo exógeno π^* para a taxa de inflação. Se o valor realizado dessa variável for distinto do alvo, então o banco central incorre em uma penalidade positiva C. Mostra-se que se C for suficientemente alto, então existe um único equilíbrio no qual a inflação assume o valor π^*. Se C for suficientemente baixo, então o sistema de metas é irrelevante e a inflação de equilíbrio é igual a $\hat{\pi}$. Para valores intermediários de C, existem exatamente duas taxas de equilíbrio (π^* e $\hat{\pi}$).

Cabe aqui um breve comentário sobre a relação entre o valor da penalidade C e a robustez das instituições governamentais. No modelo adotado neste ensaio, C é o único instrumento que o governo[3] possui para induzir o banco central a conduzir a política monetária de forma que a taxa de inflação realizada seja igual a π^*. Assim sendo, pode-se interpretar C como uma medida da robustez das instituições que devem avaliar e/ou monitorar a atuação da autoridade monetária.

A terceira etapa consiste em analisar o jogo intertemporal constituído pela repetição infinita do jogo base com metas de inflação. Assume-se que C é suficientemente pequeno para que π^* não seja um resultado do jogo base. Há pelo menos dois motivos para se adotar tal hipótese. Diversos autores destacam os impactos do regime de metas sobre a dimensão intertemporal da interação entre os agentes econômicos.[4] Ora, se π^* fosse um resultado do jogo base, então a sua implementação não requereria coordenação e cooperação, ao longo do tempo, entre os jogadores. Desta forma, excluir-se-ia do problema estudado justamente uma das suas mais importantes características. Segundo, conforme mencionado no parágrafo

[2] Conforme é demonstrado na seção 2, uma Curva de Phillips com a propriedade em questão é obtida a partir da combinação de duas hipóteses: (i) alguns preços são reajustados de acordo com a inflação do período anterior e (ii) a inflação dos preços livres (i.e., preços não indexados) se relaciona o hiato do produto por meio de uma Curva de Phillips padrão.

[3] Enfatiza-se que neste artigo a expressão *governo* é utilizada em um sentido amplo. Ou seja, esse conceito engloba executivo, legislativo e demais componentes do aparato estatal.

[4] Por exemplo, Bernanke, Laubach, Mishkin, e Posen (1999, p.24) afirmam que "inflation targeting requires an accounting to the public of the projected long-run implications of [the central bank's] short-run policy actions." De acordo com Svensson (2011, p.1250), "Inflation targeting has stabilized long-run inflation expectations." Por sua vez, Walsh (2009, p.221) menciona "the importance of forward-looking expectations for current macroeconomic developments."

anterior, o valor de C pode ser interpretado como uma medida de robustez das instituições. E, na visão deste autor, seria irrealista assumir que as instituições brasileiras são sólidas o suficiente para garantir que a meta de inflação será implementada independentemente do *feedback* intertemporal entre as ações da autoridade monetária e do setor privado.

O estudo dos possíveis equilíbrios do jogo repetido revela que, ao contrário da sabedoria convencional, a indexação pode contribuir para a redução da taxa de inflação. A intuição por trás desta conclusão é aquela discutida alguns parágrafos acima. Quanto maior for o grau de indexação, maior será a taxa de inflação no equilíbrio do jogo base. Logo, pior será tal equilíbrio sob o ponto de vista do banco central. Consequentemente, maior será o incentivo desse agente em agir de maneira cooperativa e implementar a taxa de inflação π^* no jogo repetido.

Uma simples extensão dos argumentos apresentados acima permite que se obtenha uma interessante conclusão: a indexação pode substituir, mesmo que de maneira imperfeita, instituições robustas. No jogo repetido, o banco central incorre em duas punições se ele não implementar a meta π^*: (i) a penalidade C e (ii) a reversão para o equilíbrio do jogo base. A segunda delas é tão maior quanto maior for o grau de indexação. Consequentemente, a indexação impõe uma disciplina adicional à autoridade monetária. Desta forma, pode ocorrer que, dado o valor de C, o sucesso do regime de metas requeira a existência de indexação. Em outras palavras, a indexação pode viabilizar uma política pública que sozinhas as instituições não estariam aptas a implementar.

Afirmou-se no penúltimo parágrafo que *a indexação pode contribuir para a redução da taxa de inflação*. A utilização da expressão *pode contribuir* foi proposital. Conforme é discutido na seção 5.2, também pode ocorrer que π^* seja um resultado do jogo repetido independentemente do grau de indexação da economia. Por tal motivo, a resposta para a pergunta "É possível reduzir o grau de indexação da economia brasileira sem que isso inviabilize o sistema de metas?" necessariamente requer uma investigação empírica. Assim sendo, a realização de uma análise econométrica desse ponto específico é uma possível via a ser seguida por aqueles que desejarem investigar a relação entre indexação e o sistema de metas.

Conforme mencionado previamente, a análise realizada neste artigo tomou como ponto de partida um modelo similar ao de KP e BG. Mais especificamente, a relação de Phillips é uma curva de oferta de Lucas. É natural que se indague se os resultados são válidos em outros contextos. Mostra-se na seção 6 do ensaio que, em linhas gerais, as conclusões também podem ser obtidas em um modelo no qual a Curva de Phillips seja, conforme é usual na literatura novo-keynesiana, do tipo *forward-looking*.

Em uma primeira leitura, as conclusões apresentadas no presente ensaio podem parecer inconsistentes com a experiência brasileira. Afinal de contas, uma das medidas do Plano Real consistiu em proibir que contratos com prazo inferior a um ano fossem indexados. Logo, é razoável supor que a medida em questão contribuiu para o sucesso do programa de estabilização. Por outro lado, argumenta-se neste texto que a desindexação da economia brasileira pode levar a uma elevação da taxa de inflação. Contudo, há uma explicação simples para esse aparente paradoxo. Nas vésperas da reforma monetária, todos ou quase todos os preços estavam referenciados à URV e esse indicador era corrigido diariamente; consequentemente, a desindexação contribuiu para a estabilização dos preços. O quadro atual é bem distinto. Vários preços não estão indexados; logo, uma redução do grau de indexação não contribuirá diretamente para que eles se estabilizem. E, conforme discutido acima, tal redução pode dificultar o funcionamento do sistema de metas de inflação, o qual

não estava em vigor no momento da estabilização. Outro ponto a ser levado em consideração é a diferença entre os impactos da indexação em um cenário no qual a inflação excede 20% mensais e aquele no qual ela é inferior a 1% ao mês. Em síntese, não há motivos para se assumir que a presente relação entre inflação e indexação seja similar à que prevaleceu até o advento do real.[5]

O restante deste texto está organizado da seguinte forma. Obtém-se na seção 2 uma Curva de Phillips na qual a relação entre inflação e hiato do produto depende do grau de indexação da economia. Discute-se na seção 3 o jogo base. O jogo repetido é estudado na seção 4. Os efeitos da indexação sobre o sistema de metas de inflação e as consequentes implicações para a política econômica são analisadas na seção 5. Mostra-se na seção 6 que os resultados são robustos a especificações alternativas da Curva de Phillips. As considerações finais são apresentadas na seção 7. Por fim, as provas dos lemas e das proposições estão disponíveis no Apêndice.

2. Curva de Phillips e indexação

Este breve seção tem dois objetivos. O primeiro é ilustrar como que a indexação pode afetar a relação entre inflação e produto intrínseca à Curva de Phillips. O segundo consiste em mostrar como mensurar o grau de indexação da economia no contexto do modelo analisado neste texto.

O tempo é mensurado de forma discreta. Seja π_t a taxa de inflação na data t. Assume-se que aquela variável é uma média ponderada de duas outras. A primeira é a taxa de variação dos preços livres, os quais são determinados pelos mercados. A segunda é a taxa de variação dos preços administrados, os quais são corrigidos pela inflação do período anterior. Desta forma,

$$\pi_t = (1 - a)\theta_t + a\pi_{t-1}, \tag{1}$$

onde θ_t é taxa de inflação dos preços livres e a é um número no intervalo $[0, 1)$. O parâmetro a corresponde ao *grau de indexação* da economia. Quanto mais próximo a estiver de 1, maior será a relevância dos preços indexados para a determinação da taxa de inflação contemporânea.

Sejam y o produto e $\bar{y}$ o produto natural. Essas duas variáveis se relacionam com a inflação dos preços livres de acordo com a relação de Phillips:

$$\theta_t = \theta_t^e + \eta\left(y_t - \bar{y}\right), \quad \eta > 0.$$

Vale ressaltar que, conforme a notação usual na literatura, a combinação do sobrescrito e com o subscrito t denota a esperança matemática da variável em questão condicionada à informação disponível no início da data t.

A última igualdade é equivalente à

$$(1 - a)\theta_t = (1 - a)\theta_t^e + (1 - a)\eta\left(y_t - \bar{y}\right).$$

[5]Curiosamente, a própria economia brasileira teve uma experiência na qual houve uma elevação do grau de indexação seguida por quedas nas taxas de inflação. De fato, conforme mencionado no primeiro parágrafo deste texto, a correção monetária foi introduzida em 1964, sendo que nos anos seguintes a inflação teve uma trajetória descendente. Ressalta-se que não se faz aqui qualquer inferência sobre uma possível relação de causalidade entre os dois eventos.

Pode-se então concluir que

$$\pi_t = (1-a)\theta_t^e + (1-a)\eta\big(y_t - \bar{y}\big) + a\pi_{t-1}. \tag{2}$$

Por outro lado, (1) implica que

$$(1-a)\theta_t = \pi_t - a\pi_{t-1} \Rightarrow (1-a)\theta_t^e = \pi_t^e - a\pi_{t-1}.$$

Combine a última igualdade com (2). Esse procedimento estabelece que

$$\pi_t = \pi_t^e + (1-a)\eta\big(y_t - \bar{y}\big). \tag{3}$$

Essa relação é, evidentemente, uma Curva de Phillips. Observe que quanto maior for o grau de indexação a da economia, maior é a queda do produto necessária para obter uma mesma redução na taxa de inflação. Assim sendo, a equação (3) satisfaz a condição de que um maior de grau de indexação torna mais custoso combater a inflação.

Para referência futura, convém expressar a Curva de Phillips acima na forma

$$y_t = \bar{y} + \mu\big(\pi_t - \pi_t^e\big), \tag{4}$$

onde

$$\mu = \frac{1}{(1-a)\eta}. \tag{5}$$

Observe que μ é uma função estritamente crescente de a. Adicionalmente, $\mu \in [1/\eta, \infty)$, pois $a \in [0, 1)$.

3. O jogo base

O objetivo desta seção é introduzir um jogo base que tenha o sistema de metas de inflação como um dos seus elementos constituintes. Com intuito de tornar a exposição mais clara, estuda-se em um primeiro momento um jogo sem o sistema de metas. Em seguida, modifica-se aquele jogo de formar a incorporar o sistema em questão.

3.1 Um jogo base sem metas de inflação

O jogo estudado nesta subseção é extremamente similar àquele analisado por Gibbons (1992) ao discutir a contribuição de BG. Existem dois jogadores: p (setor privado) e b (banco central). Em um primeiro momento, p escolhe a sua expectativa de inflação π^e. Como a taxa de inflação precisa exceder -100%, impõe-se a restrição $\pi^e \in A$, onde $A = (-1, \infty)$. Após observar π^e, o banco central seleciona um par (π, y) que satisfaça a Curva de Phillips (4).[6] Adicionalmente, $\pi \in A$ e $y \in \mathbb{R}_+$. O *payoff* do setor privado é dado por

$$u_p\big(\pi^e, \pi\big) = -\big(\pi^e - \pi\big)^2, \tag{6}$$

ao passo que o *payoff* do banco central é descrito por

$$u_b(y, \pi) = -k\pi^2 - [y - (1+\gamma)\bar{y}]^2,$$

[6] Vale ressaltar que o banco central não escolhe y diretamente. A hipótese subjacente é que esse jogador irá conduzir a política monetária de forma a alcançar o produto desejado e as suas escolhas são restritas pela igualdade (4).

onde k e γ são parâmetros positivos.

A função de *payoff* especificada para p é tal que esse jogador tem como objetivo prever corretamente a inflação. No caso de b, o seu *payoff* é uma função de perda quadrática padrão. O agente em questão tem dois objetivos possivelmente conflitantes: (i) fazer com que a inflação fique o mais próxima possível de zero e (ii) fazer com que o produto supere o seu patamar natural em 100γ pontos percentuais. O parâmetro k define os pesos relativos atribuídos aos alvos (i) e (ii).

Seguindo o procedimento usualmente adotado ao se resolver esse tipo de jogo, o próximo passo consiste em simplificar a análise por meio da eliminação da variável y. Para tanto, utiliza-se a restrição (4) para reescrever o *payoff* do banco central como função de π e π^e. Mais especificamente, defina a função F de forma que $F(\pi^e, \pi) = u_b(\bar{y} + \mu(\pi - \pi^e), \pi)$. Assim sendo,

$$F(\pi^e, \pi) = -k\pi^2 - \left[\mu(\pi - \pi^e) - \gamma\bar{y}\right]^2. \tag{7}$$

Ressalta-se para referência futura que, fixado π^e, a função F é estritamente côncava em π.

Feita a simplificação acima, tem-se o jogo descrito a seguir. O jogador p escolhe $\pi^e \in A$; o seu *payoff* é dado por (6). Após observar π^e, o agente b seleciona $\pi \in A$. O *payoff* desse jogador está especificado em (7). Uma estratégia para p é um elemento de A, ao passo que uma estratégia para b é uma função com domínio e contradomínio em A. Dada a ação π^e, o problema do banco central é

$$\max_{\pi \in A} F(\pi^e, \pi). \tag{8}$$

Seja $R(\pi^e)$ a solução desse problema. O setor privado seleciona $\pi^e \in A$ de forma resolver o problema

$$\max_{\pi^e \in A} u_p(\pi^e, R(\pi^e)). \tag{9}$$

Um equilíbrio para o jogo base sem metas de inflação é um par $(\hat{\pi}^e, R)$ tal que $R(\pi^e)$ resolve, para todo π^e, o problema de b e $\hat{\pi}^e$ resolve o problema de p. Um *resultado* para esse jogo é um vetor $(\hat{\pi}, \hat{\pi}^e)$ para o qual existe uma função R tal que $(\hat{\pi}^e, R)$ é um equilíbrio e $R(\hat{\pi}^e) = \hat{\pi}$.

Mostra-se a seguir que o jogo possui um único resultado. Denote as derivadas parciais de $F(\pi^e, \pi)$ com respeito a π^e e π por, respectivamente, F_1 e F_2. A concavidade estrita de F com respeito a π assegura que a condição de primeira ordem

$$F_2(\pi^e, R(\pi^e)) = 0 \tag{10}$$

do problema (8) é necessária e suficiente para um máximo global. Assim sendo, a função R é dada por

$$R(\pi^e) = \frac{\mu^2}{k + \mu^2}\pi^e + \frac{\mu\gamma}{k + \mu^2}\bar{y}. \tag{11}$$

Como p deseja prever a inflação de forma correta e R é própria taxa de inflação selecionada pelo banco central, a resolução do problema (9) requer que $\hat{\pi}^e = R(\hat{\pi}^e)$. Logo, $\hat{\pi}^e = (\mu\gamma/k)\bar{y}$. Em seguida, utilize o fato de que $\hat{\pi} = \hat{\pi}^e$ para concluir que

$$\hat{\pi} = \frac{\mu\gamma}{k}\bar{y}. \tag{12}$$

Essa igualdade combinada com (5) estabelece que

$$\hat{\pi} = \frac{\gamma}{(1 - a)\eta k}\bar{y}. \tag{13}$$

No tocante ao produto de equilíbrio $\hat{y}$, o fato de que $\hat{\pi} = \hat{\pi}^e$ implica que $\hat{y} = \bar{y}$. Ou seja, assim como nos modelos de KP e BG, a tentativa do banco central de utilizar o *tradeoff* inerente à Curva de Phillips gera tão somente inflação. Em equilíbrio, o produto não ultrapassa o seu valor natural.

A taxa de inflação de equilíbrio $\hat{\pi}$ é uma função estritamente crescente do grau de indexação a. Essa propriedade é consistente com a visão de que um maior grau de indexação tende a gerar uma inflação mais elevada. Adicionalmente, $\lim_{a\to 1^-} \hat{\pi} = \infty$. Logo, à medida que o grau de indexação se aproxima do seu valor máximo, a taxa de inflação de equilíbrio se torna infinitamente grande.

Encerra-se esta subseção com uma breve discussão sobre o papel do coeficiente γ. Observe que esse é justamente o parâmetro que determina a propensão do jogador b em perseguir um nível de atividade econômica superior a $\bar{y}$. De fato, se $\gamma = 0$, então $\hat{\pi} = 0$. Ou seja, se o banco central não tiver como um dos seus objetivos fazer com que o PIB exceda à taxa natural de produção, então a inflação de equilíbrio será nula. Como a análise desenvolvida a seguir somente faz sentido se a desigualdade $\hat{\pi} > 0$ for respeitada, a hipótese de que γ é positivo desempenha um papel central neste ensaio.

3.2 Introduzindo o sistema de metas de inflação

A tarefa a ser realizada nesta parte do artigo consiste em modificar o jogo da subseção anterior de forma a incorporar o sistema de metas de inflação. Certamente, existe mais de uma maneira de executar tal tarefa. O leitor poderá observar que a solução adotada tem a importante vantagem de incorporar o sistema de metas inflação de forma extremamente simples e intuitiva.

Suponha que existe uma meta de inflação exógena π^*. Essa variável satisfaz as desigualdades

$$0 < \pi^* < \frac{\gamma\bar{y}}{\eta k}.$$

Observe que $(\gamma\bar{y})/(\eta k)$ é igual ao valor que $\hat{\pi}$ assume quando $a = 0$. Como $\hat{\pi}$ é uma função estritamente crescente de a, está se assumindo que a meta π^* é menor que $\hat{\pi}$ para todo e qualquer valor de a. Desta forma, não há como se atingir π^* no jogo base da subseção anterior apenas alterando o grau de indexação da economia.[7]

A última modificação consiste em estabelecer uma penalidade para o banco central caso a meta de inflação não seja atingida. Defina a função indicadora $I(\pi)$ de forma que $I(\pi) = 0$ se $\pi = \pi^*$ e $I(\pi) = 1$ se $\pi \neq \pi^*$. Seja $C > 0$ uma constante. O *payoff* do banco central passa a ser dado por

$$G\left(\pi^e, \pi\right) = F\left(\pi^e, \pi\right) - CI(\pi).$$

Consequentemente, o jogador b incorre no custo C sempre que ele implementar uma taxa de inflação distinta da meta π^*.[8]

[7] A hipótese de que π^* é um número positivo foi introduzida por ser consistente com a experiência brasileira. Os resultados obtidos neste artigo também são válidos caso se assuma que $\pi^* = 0$.

[8] Walsh (2017, p.272) sugere que, existindo uma meta para inflação, deve se assumir que o *payoff* do banco central é dado por $F(\pi^e, \pi) = -k(\pi - \pi^*)^2 - [\mu(\pi - \pi^e) - \gamma\bar{y}]^2$. Tal abordagem tem a desvantagem de assumir que o governo é capaz de modificar as preferências de um dos jogadores. Por outro lado, a solução adotado neste ensaio está mais em linha com a visão geral da moderna ciência econômica, a qual toma elementos como preferências e possibilidades tecnológicas como dados.

Convém que sejam feitos dois comentários sobre a última hipótese. Primeiro, ela é similar à adotada por Obstfeld (1994) ao estudar o fenômeno das crises cambiais. Aquele autor assume que o banco central incorre uma penalidade sempre que ele permite que a taxa de câmbio se modifique. Segundo, o valor da penalidade pode ser associado à solidez das instituições de um país. Mais especificamente, em uma nação com instituições frágeis o valor de C tende a ser menor do que a sua contrapartida em um país no qual as instituições sejam mais robustas.

Tendo em vista que a função G é descontínua, convém que se discuta como se resolve o problema de otimização do banco central. Assim como na subseção anterior, $R(\pi^e)$ continuará a denotar a solução do problema (8). Fixado o valor de π^e, G possui uma única descontinuidade. Assim sendo, o problema em questão pode ser resolvido em dois estágios. Primeiro, computa-se $R(\pi^e)$. Segundo, comparam-se os valores de $G(\pi^e, R(\pi^e))$ e $G(\pi^e, \pi^*)$; a solução será a ação que proporcionar o maior *payoff*. Desta forma, dada uma ação π^e do setor privado, a ação ótima do banco central será igual a $R(\pi^e)$ ou a π^*.

A despeito das modificações acima descritas, a estrutura do jogo é igual àquela que foi discutida na seção 3.1. Inclusive, as definições de equilíbrio e resultado não se alteram.

Discute-se a seguir a caracterização dos equilíbrios. O valor da penalidade C tem um papel central na análise. A idéia é relativamente simples. Se C for suficientemente alto, $\pi^e = \pi = \pi^*$ será o único resultado; se C for suficientemente baixo, o único resultado será $\pi^e = \pi = \hat{\pi}$. Para valores intermediários de C, admitem-se aqueles dois resultados. Em outras palavras, uma penalidade suficientemente alta garante que o banco central implementará a meta π^*; uma penalidade muito baixa é irrelevante e não impacta o equilíbrio identificado na subseção anterior; por fim, uma penalidade intermediária gera equilíbrios múltiplos.

O próximo passo consiste em caracterizar os valores de C para os quais pode se ter cada uma das situações descrita no parágrafo anterior. Defina o valor crítico c_1 de acordo com

$$c_1 = F(\pi^*, R(\pi^*)) - F(\pi^*, \pi^*). \tag{14}$$

Vale ressaltar que c_1 é justamente o valor de C para o qual o banco central fica indiferente entre implementar π^* ou $R(\pi^*)$ se p tiver jogado $\pi^e = \pi^*$. Adicionalmente, $R(\pi^*)$ maximiza $F(\pi^*, \pi)$ e $R(\pi^*) \neq \pi^*$ (pois $\hat{\pi}$ é o único ponto fixo de R). Pode-se então concluir que $F(\pi^*, R(\pi^*)) > F(\pi^*, \pi^*)$. Assim sendo, $c_1 > 0$. Agora, defina c_2 de forma que

$$c_2 = F(\hat{\pi}, R(\hat{\pi})) - F(\hat{\pi}, \pi^*). \tag{15}$$

Observe que c_2 corresponde ao valor de C para o qual o banco central fica indiferente entre implementar π^* ou $R(\hat{\pi})$ se p tiver jogado $\pi^e = \hat{\pi}$. Assim como c_1, c_2 é um número positivo.

Lema 1. *Os valores críticos c_1 e c_2 satisfazem a desigualdade $c_1 < c_2$.*

As demonstrações desse e dos demais lemas e proposições deste artigo estão disponíveis no Apêndice. Dando continuidade a análise, a próxima proposição caracteriza completamente o conjunto de resultados.

Proposição 1. *Se $C < c_1$, então existe um único equilíbrio cujo resultado é $\pi^e = \pi = \hat{\pi}$. Se $C > c_2$, então existe um único equilíbrio cujo resultado é $\pi^e = \pi = \pi^*$. Se $C \in [c_1, c_2]$, então existem exatamente dois equilíbrios cujos resultados são $\pi^e = \pi = \hat{\pi}$ e $\pi^e = \pi = \pi^*$.*

Conclui-se esta seção com um breve resumo da mesma. Inicialmente, estudou-se um jogo base similar àqueles estudados por KP e BG. Contudo, no modelo aqui analisado o *tradeoff* entre inflação e produto inerente à Curva de Phillips depende do grau de indexação da economia. Verificou-se que a taxa de inflação de equilíbrio $\hat{\pi}$ é uma função estritamente crescente do grau em questão. Em seguida, o jogo base foi modificado de forma a incorporar o sistema de metas de inflação. Para tanto, realizaram-se duas alterações. Primeiro, introduziu-se uma meta exógena π^* para a inflação. Segundo, assumiu-se que o banco central incorreria em uma penalidade (ou seja, uma redução no seu *payoff*) C sempre que a inflação realizada fosse distinta da meta. Se a penalidade for suficientemente baixa, ela é irrelevante e $\hat{\pi}$ é a única taxa de inflação de equilíbrio. Se a penalidade for elevada o suficiente, existe um único resultado e $\pi = \pi^*$. Para valores intermediários de C, há dois equilíbrios, nos quais $\pi = \hat{\pi}$ e $\pi = \pi^*$.

4. O jogo repetido

Esta seção tem como objetivo entender a maneira pela qual a indexação afeta a capacidade do banco central de implementar a meta de inflação em um contexto intertemporal. Para tanto, estuda-se o jogo constituído pela repetição infinita do jogo base com metas de inflação discutido na seção 3.2.

4.1 Descrição do jogo

Seja $h^t = \left[\left(\pi_0^e, \pi_0\right), \left(\pi_1^e, \pi_1\right), \ldots, \left(\pi_t^e, \pi_t\right)\right]$ uma história de ações. A cada data t, o setor privado escolhe uma ação π_t^e como função da história h^{t-1}. Denote essa escolha por $\rho_t\left(h^{t-1}\right)$. Após observar π_t^e, o banco central seleciona uma taxa de inflação π_t como função de $\left(h^{t-1}, \pi_t^e\right)$. A escolha do banco central é denotada por $\sigma_t\left(h^{t-1}, \pi_t^e\right)$. Uma estratégia para o setor privado é uma sequência $\rho = \left\{\rho_t\right\}_{t=0}^{\infty}$, ao passo que $\sigma = \left\{\sigma_t\right\}_{t=0}^{\infty}$ é uma estratégia para o banco central. Dado um par de estratégias (ρ, σ) e uma história h^{t-1}, o vetor $\left(\pi_t^e, \pi_t\right)$ é determinado de acordo com a lei de movimento

$$\left(\pi_t^e, \pi_t\right) = \left(\rho_t\left(h^{t-1}\right), \sigma_t\left(h^{t-1}, \rho_t\left(h^{t-1}\right)\right)\right). \tag{16}$$

Sejam δ_p e δ_b duas constantes no intervalo $(0, 1)$. A cada data t, o *payoff* do setor privado é dado por

$$\sum_{s=t}^{\infty} \delta_p^{s-t} u_p\left(\pi_s^e, \pi_s\right), \tag{17}$$

ao passo que o *payoff* do banco central satisfaz

$$\sum_{s=t}^{\infty} \delta_b^{s-t} G\left(\pi_s^e, \pi_s\right). \tag{18}$$

Ou seja, o *payoff* de cada jogador é igual à soma descontada dos correspondentes payoffs no jogo base com metas de inflação.[9]

[9] É irrelevante para os resultados obtidos neste artigo se os fatores intertemporais de desconto δ_p e δ_b são ou não iguais. Adicionalmente, utilizou-se δ para denotar esses parâmetros, ao invés da notação mais usual β, para enfatizar que o fator de desconto cada jogador não é necessariamente igual ao fator de desconto de uma família representativa que habite uma economia na qual à Curva de Phillips (3) se verifique.

Conclui-se a descrição do jogo apresentando o problema a ser resolvido por cada jogador. Dado um plano de ações $\{\sigma_s\}_{s=t}^{\infty}$ para o banco central e uma história h^{t-1}, a cada data t o setor privado escolhe $\{\rho_s\}_{s=t}^{\infty}$ de forma a maximizar (17). Dado um plano de ações $\{\rho_s\}_{s=t+1}^{\infty}$ para o setor privado e um par $\left(h^{t-1}, \pi_t^e\right)$, o banco central escolhe $\{\sigma_s\}_{s=t}^{\infty}$ de forma a maximizar (18). Ambos os jogadores levam em consideração que o vetor $\left(\pi_t, \pi_t^e\right)$ é determinado de acordo com a regra (16).

4.2 Equilíbrio

Um *equilíbrio* para o jogo repetido é um par (ρ, σ) tal que: (i) dado $\{\sigma_s\}_{s=t}^{\infty}$, $\{\rho_s\}_{s=t}^{\infty}$ resolve o problema do jogador p para toda história h^{t-1}; e (ii) dado $\{\rho_s\}_{s=t+1}^{\infty}$, $\{\sigma_s\}_{s=t}^{\infty}$ resolve o problema do jogador b para todo par $\left(h^{t-1}, \pi_t^e\right)$. Um *resultado* para o jogo repetido é uma sequência $\{\pi_t^e, \pi_t\}_{t=0}^{\infty}$ para a qual existe um equilíbrio (ρ, σ) com a seguinte propriedade: se $h^{t-1} = \left[\left(\pi_0^e, \pi_0\right), \left(\pi_1^e, \pi_1\right), \ldots, \left(\pi_{t-1}^e, \pi_{t-1}\right)\right]$, então $\rho_t\left(h^{t-1}\right) = \pi_t^e$ e $\sigma_t\left(h^{t-1}, \pi_t^e\right) = \pi_t$.

Denote por Π^* a sequência $\{\pi_t^e, \pi_t\}_{t=0}^{\infty}$ na qual $\pi_t^e = \pi_t = \pi^*$ para todo t. O próximo passo consiste em caracterizar sob que condições Π^* é um resultado do jogo repetido. Seguindo o procedimento padrão, a caracterização é feita a partir do resultado do jogo base. Contudo, conforme estabelecido na Proposição 1, a existência e a caracterização do equilíbrio do jogo base depende dos valores C, c_1 e c_2. Entende-se que o único caso relevante é aquele em que $C < c_1$. Há dois motivos para tanto. Primeiro, somente quando essa desigualdade é satisfeita que π^* não é um resultado do jogo base; assim sendo, a implementação de π^* requer uma coordenação intertemporal das ações do banco central e do setor privado. Tendo em vista que importantes efeitos do sistema de metas de inflação são de natureza intertemporal,[10] não assumir que $C < c_1$ permitiria que tais efeitos fossem ignorados. Segundo, tendo em vista que C pode ser interpretado como uma métrica de robustez institucional, assumir que π^* é um equilíbrio do jogo base é equivalente a postular que as instituições são fortes o suficiente para garantir que a meta será implementada mesmo que não haja coordenação intertemporal entre a autoridade monetária e os demais agentes. Na visão deste autor, tal hipótese é inconsistente com a realidade brasileira.

Um pequena questão técnica decorre do fato de que $\hat{\pi}$ e as expressões das funções F e R dependem de μ. Por sua vez, esse parâmetro depende do grau de indexação a. Assim sendo, (14) implica que c_1 depende de a. Por outro lado, a análise desenvolvida à frente requer que a desigualdade $C < c_1$ se verifique para todo a. Estabelece-se abaixo que existe um número positivo c_3 tal que se $C < c_3$, então a desigualdade $C < c_1$ é respeitada seja qual for o valor de a.

Lema 2. *Existe um número $c_3 > 0$ com a propriedade que $c_3 \leq c_1$ para todo $a \in [0, 1)$.*

Defina as estratégias $\hat{\rho}$ e $\hat{\sigma}$ de acordo com $\hat{\rho}_t\left(h^{t-1}\right) = \hat{\pi}$ e $\hat{\sigma}_t\left(h^{t-1}, \pi_t^e\right) = R\left(\pi_t^e\right)$ para todo h^{t-1}. O lema abaixo formaliza, para o presente contexto, um bem conhecido fato da literatura de jogos repetidos. Mais especificamente, o resultado do jogo base se constitui em um resultado do jogo repetido.

Lema 3. *Suponha que $C < c_3$. O par $(\hat{\rho}, \hat{\sigma})$ é um equilíbrio do jogo repetido e o correspondente resultado $\{\pi_t\}_{t=0}^{\infty}$ é tal que $\pi_t^e = \pi_t = \hat{\pi}$ para todo t.*

[10] Ver citações na nota de rodapé 4 deste texto.

Considere a desigualdade

$$\sum_{s=t}^{\infty} \delta_b^{s-t} G\left(\pi^*, \pi^*\right) \geq G\left(\pi^*, R\left(\pi^*\right)\right) + \sum_{s=t+1}^{\infty} \delta_b^{s-t} G(\hat{\pi}, \hat{\pi}). \tag{19}$$

Esse tipo de condição é bastante comum na literatura de jogos repetidos. A expressão do lado esquerdo corresponde ao *payoff* do jogador b se ele e o agente p coordenarem as suas ações de forma que $\pi_s^e = \pi_s = \pi^*$ em t e todas as datas subsequentes. Com relação ao lado direito, a parcela $G\left(\pi^*, R\left(\pi^*\right)\right)$ é igual ao *payoff*, na data t, que b desfrutará se ele optar por desviar de π^*; o somatório corresponde ao *payoff* que esse jogador desfrutará se ele e p coordenarem no equilíbrio do jogo base em $t+1$ e todas as datas posteriores. Enquanto essa desigualdade for satisfeita, não existe um incentivo para que o banco central desvie da sequência Π^*. De fato, é possível mostrar que (19) é uma condição necessária e suficiente para que a meta π^* seja implementada em todas as datas.

Lema 4. *Suponha que $C < c_3$. A sequência Π^* é um resultado do jogo repetido se, e somente se, a condição (19) se verifica para toda data t.*

5. O papel da indexação

Analisa-se nesta seção a forma pela qual a indexação afeta a implementação da meta de inflação no jogo repetido. Em sua primeira subseção, estabelecem-se alguns resultados teóricos. Mostra-se que o valor do grau de indexação a desempenha um importante papel para determinar se a desigualdade (19) é ou não respeitada; desta forma, a possibilidade de Π^* ser ou não um resultado de equilíbrio depende do valor assumido por a. Na subseção seguinte são discutidas as implicações dos resultados em questão para a política macroeconômica. Argumenta-se que a indexação atua como um substituto, mesmo que imperfeito, para instituições sólidas.

5.1 Resultados teóricos

Primeiramente, observe que a condição (19) é equivalente à desigualdade

$$\frac{C}{1-\delta_b} \geq \left[F\left(\pi^*, R\left(\pi^*\right)\right) - F\left(\pi^*, \pi^*\right)\right] - \frac{\delta_b}{1-\delta_b}\left[F\left(\pi^*, \pi^*\right) - F(\hat{\pi}, \hat{\pi})\right]. \tag{20}$$

Logo, o problema de estabelecer se Π^* é ou não um resultado de equilíbrio se resume a verificar se essa desigualdade é ou não satisfeita.

Denote por Z o lado direito de (20); evidentemente, Z é uma função de a, δ_b e dos demais parâmetros do modelo. Faça $\delta_b \to 1^-$. Como $F\left(\pi^*, \pi^*\right) - F(\hat{\pi}, \hat{\pi}) > 0$, $Z \to -\infty$; adicionalmente, o lado esquerdo da desigualdade diverge para ∞. Desta forma, a condição em questão será respeitada para δ_b suficientemente próximo de 1. Vale ressaltar que isso é verdade mesmo que C seja igual a 0. Assim sendo, em consonância com bem-conhecidos resultados da literatura de jogos repetidos, é possível implementar Π^* se o banco central for suficientemente paciente (mesmo que a penalidade C seja nula).

Considere agora exercício de política econômica descrito a seguir. Suponha que o governo de uma dada nação deseja que daqui em diante a taxa de inflação no país seja igual a π^*. Contudo, os parâmetros da economia são tais que

$$0 < \left[F\left(\pi^*, R\left(\pi^*\right)\right) - F\left(\pi^*, \pi^*\right)\right] - \frac{\delta_b}{1-\delta_b}\left[F\left(\pi^*, \pi^*\right) - F(\hat{\pi}, \hat{\pi})\right].$$

Desta forma, não há como atingir o objetivo desejado. Evidentemente, uma elevação do valor de δ_b poderia resolver o problema; todavia, esse parâmetro não é uma variável de política econômica. Uma possível solução consiste em implementar um sistema de metas de inflação no qual a penalidade C seja suficientemente alta para que a desigualdade (20) seja satisfeita.

O exercício do parágrafo anterior fornece um contexto para a Proposição 2, principal resultado deste artigo e que é apresentada imediatamente abaixo. Ela deve ser interpretada tendo em mente a situação de um país que, a exemplo do Brasil, deseja atingir taxas de inflação relativamente modestas. Contudo, os parâmetros da sua economia são tais que a consecução de tal objetivo requer a adoção de um sistema como o de metas de inflação.

Proposição 2. *Suponha que $C < c_3$. Assim sendo, existem valores a_1 e a_2 pertencentes ao intervalo $[0, 1)$ com as seguintes propriedades: (i) se $a \in [a_1, 1)$, então a sequência Π^* é um resultado do jogo repetido; (ii) se $a \in [0, a_2)$, então a sequência Π^* não é um resultado do jogo repetido.*

É possível utilizar uma abordagem tradicionalmente adotada na literatura de jogos repetidos para interpretar a Proposição 2. Inicialmente, observe que as condições (19) e (20) são equivalentes à

$$\frac{F(\pi^*, \pi^*)}{1-\delta_b} \geq \left[F(\pi^*, R(\pi^*)) - C\right] + \frac{\delta_b}{1-\delta_b}[F(\hat{\pi}, \hat{\pi}) - C].$$

O lado esquerdo dessa desigualdade não depende de a. Por outro lado, $F(\pi^e, \pi^*) \leq 0$ e $\lim_{a \to 1^-} F(\hat{\pi}, \hat{\pi}) = -\infty$. Desta forma, seja qual for o valor de δ_b, o seu lado esquerdo torna-se infinitamente negativo à medida que a se aproxima de 1. Por outro lado, a implementação de um dado resultado através da utilização de estratégias do tipo *trigger* que especificam reversão para o equilíbrio do jogo base envolve um mecanismo de punição para um jogador que desvie do resultado a ser implementado. Sob o ponto de vista de cada jogador, a utilização de estratégias tipo *trigger* pelos demais jogadores corresponde a promessa crível de que ele será punido pelos demais agentes com a reversão para o equilíbrio do jogo base. Evidentemente, quando menor for o *payoff* no equilíbrio do jogo base, mais propenso cada jogador estará em seguir o curso de ação que evita a punição. Tal mecanismo é a força motriz subjacente à Proposição 2. À medida que o grau de indexação a cresce, o *payoff* $F(\hat{\pi}, \hat{\pi})$ do banco central no equilíbrio do jogo base se torna menor. Ou seja, um maior valor para a implica uma punição mais forte para o banco central caso ele desvie da sequência Π^*. Esse é motivo pelo qual a indexação contribui para a implementação da meta π^* no jogo repetido. De forma similar, se a for muito pequeno, então a punição não será forte o suficiente para fazer com que o banco central não desvie de Π^*.[11]

É um exercício simples mostrar que $a_2 \leq a_1$. Suponha que essa desigualdade se verifica na sua forma estrita (ou seja, $a_2 < a_1$). Em tal contexto, se $a \in [a_2, a_1)$, então a Proposição 2 nada diz sobre a questão de Π^* ser ou não um resultado de equilíbrio. Assuma agora que a_1 e a_2 assumem um valor comum, o qual é denotado por a_3. Nesse caso, a Proposição 2 se torna muito mais precisa, pois a desiguldade $a \geq a_3$ será uma condição necessária e

[11] Vale ressaltar que as conclusões da Proposição 2 permanecem válidas mesmo que se assuma que $C = 0$. Desta forma, a indexação pode contribuir para a implementação de uma taxa de inflação baixa mesmo que não o regime de metas não tenha sido adotado.

suficiente para que Π^* seja um resultado do jogo repetido. Dito isto, é natural que se indague sob que condições a_1 e a_2 serão iguais. Isso ocorrerá sempre que a desigualdade

$$\delta_b \geq \frac{1}{2 + \frac{1}{\eta^2 k}} \tag{21}$$

for respeitada. Vale ressaltar que se $\delta_b \geq 1/2$, então (21) é satisfeita.[12]

Proposição 3. *Suponha que as desigualdades* $C < c_3$ *e* (21) *são satisfeitas. Assim sendo, existe um valor* $a_3 \in [0, 1)$ *tal que a sequência* Π^* *é um resultado do jogo repetido se, e somente se,* $a \in \left[a_3, 1\right)$.

O mecanismo por trás desse resultado é de fácil compreensão. O termo $F\left(\pi^*, R\left(\pi^*\right)\right)$ é estritamente crescente em a. A razão para tanto decorre da igualdade (4). Quanto maior for o valor de μ, maior será o crescimento do produto gerado por uma elevação na taxa de inflação. Como μ é uma função estritamente crescente de a, então o ganho do banco central em desviar da sequência Π^* é tão maior quanto maior for o valor de a. Por outro lado, o valor de $F(\hat{\pi}, \hat{\pi})$ diminui quando a cresce. Isso se deve aos fatos de $\hat{\pi}$ ser estritamente crescente em a e $F(\pi, \pi)$ ser estritamente decrescente em π. Se (21) for satisfeita, então o segundo efeito é mais forte que o primeiro e, consequentemente, o lado direito de (19) é uma função estritamente decrescente do grau de indexação a. Assim sendo, se a_3 é o menor valor de a para o qual (19) é satisfeita, então essa desigualdade será satisfeita para todo $a \geq a_3$ e desrespeitada para todo $a < a_3$.

5.2 Implicações para a política econômica

Estuda-se neste parte do ensaio as implicações, referentes à política macroeconômica, dos resultados apresentados na subseção anterior. Tendo em vista que a Proposição 3 é essencialmente um refinamento daquela que a antecedeu, a discussão será restrita à Proposição 2.

Antes de iniciar a tarefa a ser executada nesta subseção, há que se fazer uma ressalva. Conforme previamente mencionado, é um exercício simples mostrar que $a_2 \leq a_1$. Contudo, exceto por essa desigualdade, a proposição em questão é muda sobre o valores assumidos por a_1 e a_2; em particular, ela não exclui a possibilidade de que ambos sejam nulos. A análise que se segue implicitamente assume que a_1 e a_2 são positivos. Encerrada tal análise, serão tecidas considerações de cunho teórico e empírico sobre a possibilidade de esses parâmetros serem iguais a zero.

Mais uma vez, considere a situação de um governo que deseja implementar um sistema de metas de inflação. Fosse esse governo um ente todo-poderoso, então lhe seria suficiente estabelecer um valor suficientemente elevado para a penalidade C de forma que desigualdade (20) fosse satisfeita. Contudo, os governos do mundo real são entidades com poderes

[12] Tendo em vista que no contexto de modelos de equilíbrio geral dinâmicos usualmente se estima que o fator intertemporal de desconto β dos consumidores excede 0,9, alguém pode se sentir tentado a assumir que a condição (21) é necessariamente verdade. Contudo, a questão não é tão simples. Não necessariamente o valor de δ_b deve ser próximo ao de β. No caso específico do Brasil, possivelmente isso não ocorre. A razão para tanto é simples. Se o valor de δ_b fosse próximo de 1, então muito provavelmente a desigualdade (20) seria satisfeita mesmo que C fosse igual a zero. Logo, não teria havido necessidade de implementar um sistema de metas de inflação.

limitados. Assim sendo, a sua capacidade de penalizar agentes, inclusive os gestores do banco central, não é irrestrita. No caso específico do parâmetro C, é razoável assumir que o seu valor depende da solidez institucional do país. Por exemplo, em uma nação na qual o legislativo tem poderes para tanto e os congressistas efetivamente atuam de forma a monitorar a atuação do ministro da fazenda e do presidente do banco central, o incentivo para que os formuladores e gestores da política macroeconômica implementem a meta de inflação tende a ser maior do que em uma sociedade na qual esses agentes somente se reportam ao chefe do executivo.

Dito isto, assuma que o governo estabeleceu o sistema de metas e, consequemente, há uma penalidade C implícita nos mecanismos de execução, controle e monitoramento da política econômica. O sucesso ou fracasso do novo regime de política econômica dependerá do parâmetro a. Se essa variável for alta o suficiente de forma que $a \geq a_1$, então Π^* será um resultado de equilíbrio. Contudo, se a for menor que a_2, então o sistema de metas fracassará.

Considere agora o caso de um país que já adotou o regime de metas e vem tendo sucesso em implementar a sequência Π^*. Logo, pode-se inferir que $a \geq a_1$. Assuma agora que o seu governo realize reformas que levem a uma redução do grau de indexação.[13] Seja $\tilde{a}$ o novo valor desse parâmetro. Se $\tilde{a} < a_2$, então Π^* deixará de ser um resultado de equilíbrio. Isto é, uma redução do grau de indexação pode tornar o sistema de metas de inflação ineficaz.

Os exercícios acima ilustram um ponto importante: a indexação funciona como um substituto, mesmo que imperfeito, para um baixo valor de C. Se o leitor estiver disposto a atribuir esse baixo valor a uma relativa debilidade das instituições, ele pode então concluir que a indexação atua de forma a compensar tal fraqueza. Ou seja, se uma nação possui instituições fracas, então a indexação pode contribuir para o sucesso do sistema de metas de inflação.

Conforme mencionado no segundo parágrafo desta subseção, a discussão acima pressupõe que $a_1 > 0$ e $a_2 > 0$. Analisa-se a seguir o caso em ambos os parâmetros são iguais a zero.[14] Se isso ocorrer, então a Proposição 2 implica que Π^* é um resultado do jogo repetido seja qual for o valor de a. Assim sendo, em tal contexto não há como uma reforma que reduza o grau de indexação da economia tornar o sistema de metas de inflação ineficaz.

Tendo em vista que as implicações do parágrafo anterior são opostas àquelas previamente obtidas, é natural que se indague se é possível fazer alguma inferência sobre os valores de a_1 e a_2. Esse é um problema de natureza essencialmente empírica. Este autor desconhece a existência de algum texto que tenha abordado tal questão. Presentemente, o máximo que se pode dizer é que, antes da implementação do sistema de metas de inflação, possivelmente os parâmetros da economia brasileira eram tais que $a < a_1$.[15] Afinal de contas, se desigualdade $a \geq a_1$ se verificasse antes mesmo da introdução do regime de metas, então não haveria motivos para a implantação do mesmo. Por outro lado, o relativo sucesso desse regime sugere que presentemente os parâmetros são tais que $a \geq a_1$.

---

[13] Não se pode descartar a possibilidade de que a economia brasileira seria menos indexada caso o país tivesse mantido a inflação em patamares mais baixos nos últimos anos. Logo, uma política macroeconômica que tenha a sucesso em manter a inflação sob controle talvez tenha mais sucesso em desindexar a economia do que um conjunto de normas legais.

[14] Estritamente falando, deveria também se estudar o que ocorre quando $a_1 > 0$ e $a_2 = 0$. Contudo, pequenas alterações nos argumentos aqui apresentados contemplam esse caso. Assim sendo, ele não será discutido explicitamente.

[15] Vale ressaltar que os valores de a_1 e a_2 dependem da penalidade C.

Provavelmente é necessário que se realize uma investigação empírica para que seja possível tecer considerações adicionais sobre os valores de a, a_1 e a_2. Ressalta-se que modelo utilizado neste ensaio é excessivamente simples para ser utilizado em um exercício econométrico. Por exemplo, Aragón e Portugal (2009) e Palma e Portugal (2011) buscam obter estimativas de parâmetros das preferências do Banco Central do Brasil. Em ambos os trabalhos, os modelos estimados são consideravelmente mais complexos do que o utilizado neste ensaio. Por outro lado, a adoção de um modelo mais sofisticado não é desprovida de custos, pois isso tornaria necessário refazer toda a análise teórica realizada neste texto. Dito isto, este autor acredita que a realização de uma investigação empírica é um passo importante para que se tenha uma melhor compreensão da relação entre indexação e o funcionamento do sistema de metas de inflação.

6. Formulações alternativas da Curva de Phillips

Mostra-se nesta parte do artigo que os resultados similares àqueles obtidos nas seções anteriores também podem ser derivados em um contexto no qual a Curva de Phillips seja, a exemplo do que ocorre na abordagem dita novo-keynesiana, do tipo *forward looking*. Consequentemente, as implicações para a política econômica levantadas na seção 5.2 também são válidas nessa classe alternativa de modelos.

No momento em que se admite que as variáveis π_t e π^e_{t+1} integram a expressão da relação de Phillips, a interação estratégica envolvendo o banco central e o setor privado necessariamente passa a ter uma natureza intertemporal. Desta maneira, não existe um jogo base cujo o resultado possa ser utilizado como ponto de partida para caracterizar o conjunto de resultados do jogo de horizonte infinito. Ainda assim, uma abordagem similar à adotada na seção 3.1 permite que se caracterize um primeiro equilíbrio; por sua vez, esse equilíbrio pode ser utilizado para caracterizar todos os demais.

Para facilitar a exposição, adota-se em um primeiro momento a mais simples possível variação de (3) na qual as expectativas de inflação se referem à data $t+1$. Mais especificamente, assume-se que que a relação de Phillips é dada por

$$\pi_t = \pi^e_{t+1} + (1-a)\eta\big(y_t - \bar{y}\big).$$

Assim sendo,

$$y_t = \bar{y} + \mu\big(\pi_t - \pi^e_{t+1}\big). \tag{22}$$

Considere agora a seguinte variante do jogo da seção 4. A cada data t, o setor privado escolhe π^e_{t+1} como função da história (a qual agora deve também incluir π^e_t). Após observar a ação do setor privado, o banco central escolhe a taxa de inflação π_t. O *payoff* do setor privado é dado por (17). No tocante ao banco central, é preciso redefinir as funções F e G. De forma similar à relação (7), a primeira delas é dada por

$$F\big(\pi^e_{t+1}, \pi_t\big) = -k\pi_t^2 - \big[\mu\big(\pi_t - \pi^e_{t+1}\big) - \gamma\bar{y}\big]^2.$$

Agora, redefina G de forma que

$$G\big(\pi^e_{t+1}, \pi_t\big) = F\big(\pi^e_{t+1}, \pi_t\big) - CI\big(\pi_t\big), \tag{23}$$

onde I é a função indicadora previamente definida. Por fim, o *payoff* do jogador b é tal que

$$\sum_{s=t}^{\infty} \delta_b^{s-t} G\big(\pi^e_{s+1}, \pi_s\big).$$

É possível adaptar a abordagem utilizada na seção 3 para construir um equilíbrio para esse jogo intertemporal. Seja S a função dada por

$$S(\pi^e_{t+1}) = \frac{\mu^2}{k+\mu^2}\pi^e_{t+1} + \frac{\mu\gamma}{k+\mu^2}\bar{y}.$$

Essa função corresponde à taxa de inflação π_t que, dado o valor de π^e_{t+1}, maximiza $F(\pi^e_{t+1}, \pi_t)$. Ela desempenha um papel similar à função R, definida em (11), e $\hat{\pi}$ é o seu único ponto fixo. É um exercício simples mostrar que, a exemplo do Lema 3, o par $(\hat{\rho}, \hat{\sigma})$ é um equilíbrio e que o correspondente resultado é $\pi^e_{t+1} = \pi_t = \hat{\pi}$ para toda data t. Adicionalmente, todos os lemas e proposições posteriores são válidos no presente contexto.[16]

Suponha agora que a relação de Phillips seja dada por

$$\pi_t = \beta\pi^e_{t+1} + (1-a)\eta(y_t - \bar{y}),$$

onde $\beta \in (0,1)$ é o fator de desconto intertemporal de uma família representativa que habita uma economia na qual a relação acima se verifica. Essa igualdade pode ser interpretada como uma versão determinística, na qual o coeficiente angular depende do grau de indexação a, da Curva de Phillips em Galí (2015, p.129). Rearrajando os termos, obtém-se

$$y_t = \bar{y} + \mu(\pi_t - \beta\pi^e_{t+1}).$$

Se β fosse igual a 1, então a última igualdade seria idêntica à (22). Desta forma, é natural que se conjecture que se o valor de β estiver suficientemente próximo de 1, então será possível reproduzir alguns dos resultados previamente obtidos. De fato, mostra-se a seguir que em tal contexto é possível obter um resultado similar à Proposição 2.

Redefina F de forma que

$$F(\pi^e_{t+1}, \pi_t) = -k\pi_t^2 - \left[\mu(\pi_t - \beta\pi^e_{t+1}) - \gamma\bar{y}\right]^2.$$

A função G satisfaz (23). Seja S o valor de π_t que maximiza F para um dado valor de π^e_{t+1}. Desta maneira,

$$S(\pi^e_{t+1}) = \frac{\mu^2}{k+\mu^2}\beta\pi^e_{t+1} + \frac{\mu\gamma}{k+\mu^2}\bar{y}.$$

Essa função tem um único ponto fixo $\tilde{\pi}$, o qual satisfaz

$$\tilde{\pi} = \frac{\mu\gamma}{k+\mu^2(1-\beta)}\bar{y}.$$

É importante destacar que $\tilde{\pi}$ é estritamente crescente em μ para $\mu < \bar{\mu}$, onde

$$\bar{\mu} = \sqrt{\frac{k}{1-\beta}},$$

e decrescente para $\mu \geq \bar{\mu}$. Por outro lado, $\hat{\pi}$ é estritamente crescente em μ e essa propriedade tem um papel importante nas demonstrações dos resultados das seções anteriores. Assim

[16] Vale ressaltar que é necessário reinterpretar os parâmetros c_1, c_2 e c_3. Ao invés de estarem relacionados às propriedades do equilíbrio do jogo base com metas de inflação, eles dizem respeito às propriedades do ponto fixo de S.

sendo, de forma a assegurar que $\tilde{\pi}$ se comporta de forma similar à $\hat{\pi}$, assume-se que $\mu < \bar{\mu}$. Tendo em vista a relação entre a e μ imposta por (5), a última desigualdade é equivalente à $a < \bar{a}$, onde

$$\bar{a} = 1 - \frac{1}{\eta}\sqrt{\frac{1-\beta}{k}}.$$

Sejam $\tilde{\rho}$ e $\tilde{\sigma}$ a estratégias nas quais o setor privado e o banco central jogam, para toda história, $\pi^e_{t+1} = \tilde{\pi}$ e $\pi_t = S\left(\pi^e_{t+1}\right)$. Se C for suficientemente pequeno,[17] o par $(\tilde{\rho}, \tilde{\sigma})$ é um equilíbrio e o correspondente resultado é $\pi^e_{t+1} = \pi_t = \tilde{\pi}$ para toda data t. Esse equilíbrio pode ser utilizado para suportar, por meio de estratégias do tipo *trigger*, outros resultados. Desta forma, Π^* será um resultado de equilíbrio se, e somente se,

$$\frac{C}{1-\delta_b} \geq \left[F\left(\pi^*, S\left(\pi^*\right)\right) - F\left(\pi^*, \pi^*\right)\right] - \frac{\delta_b}{1-\delta_b}\left[F\left(\pi^*, \pi^*\right) - F(\tilde{\pi}, \tilde{\pi})\right]. \tag{24}$$

Dito isto, é possível obter uma conclusão similar à Proposição 2.

Proposição 4. *Suponha que o valor de C é suficientemente pequeno. Existe um número $\beta_0 \in (0,1)$ tal que se $\beta \geq \beta_0$, então existem valores α_1 e α_2 pertencentes ao intervalo $[0, \bar{a})$ com as seguintes propriedades: (i) se $a \in \left[\alpha_1, \bar{a}\right)$, então a sequência Π^* é um resultado do jogo; (ii) se $a \in \left[0, \alpha_2\right)$, então a sequência Π^* não é um resultado do jogo.*

Tendo em vista essa última proposição, a análise realizada na seção 5.2 também é valida no presente contexto. Evidentemente, há que se adicionar à discussão referente aos valores dos parâmetros a questão da condição $\beta \geq \beta_0$ ser ou não consistente com a evidência empírica.

7. Considerações finais

Na visão de vários economistas brasileiros, o controle da inflação será tão mais difícil o quão mais prevalente for a indexação. Utilizou-se neste ensaio o ferramental da Teoria dos Jogos para verificar se essa concepção está correta no contexto do regime de metas de inflação. De forma contrária à sabedoria convencional, verificou-se que a indexação pode contribuir para que se implemente uma meta cujo o valor seja inferior àquela taxa de inflação que prevaleceria se tal regime de política monetária não estivesse em vigor.

O resultado acima descrito foi obtido em um jogo repetido no qual o jogo base (*stage game*) é similar àqueles estudados por Kydland e Prescott (1977) e Barro e Gordon (1983a, 1983b). O jogo aqui considerado difere dos daqueles autores em dois aspectos: (i) o *tradeoff* subjacente à Curva de Phillips entre inflação e hiato do produto depende do grau de indexação da economia e (ii) o banco central sofre uma penalidade (i.e., uma redução no seu *payoff*) caso ele falhe em implementar a meta de inflação.

A intuição por trás do resultado de que a indexação pode contribuir para o sucesso do sistema de metas de inflação é relativamente simples. Conforme é bem conhecido da literatura de jogos repetidos, a ameaça de que haverá um desvio para o equilíbrio do jogo

[17] Lembre que a condição a condição $C < c_3$ foi utilizada em diversas passagens da seção 4. Aqui ela é substituída pelo pressuposto de que o valor de C é suficientemente pequeno. Ao se adotar esse hipótese mais vaga, elimina-se a necessidade de se executar a longa análise dos parâmetros c_1, c_2 e c_3 realizada na seção 3.2 e no Lema 2.

base pode ser utilizada para induzir os jogadores a se comportarem de maneira cooperativa, viabilizando-se assim a implementação no jogo repetido de resultados superiores ao do jogo base. Exatamente esse mecanismo é utilizado para implementar a meta de inflação no jogo repetido. Contudo, a taxa de inflação no equilíbrio do jogo base é uma função crescente do grau de indexação da economia. Adicionalmente, o *payoff* do banco central decresce à medida que a inflação cresce. Assim sendo, o valor do *payoff* da autoridade monetária no ponto de equilíbrio se relaciona de forma decrescente com o grau de indexação. Logo, quanto menos indexada for a economia, menor será o incentivo do banco central para atuar de forma que a economia atinja um resultado distinto do equilíbrio do jogo base.

A sabedoria convencional referente à indexação tem as suas raízes no longo debate que antecedeu o Plano Real. Contudo, a atual situação da economia brasileira é completamente distinta daquela que prevalecia antes da estabilização. Atualmente, as taxas de inflação são muito menores, a indexação é menos disseminada e a política monetária é regida pelo sistema de metas de inflação. Assim sendo, não necessariamente a presente relação entre inflação e indexação é similar àquela que vigorou até julho de 1994. Novos estudos, teóricos e empíricos, são necessários para que se tenha uma boa compreensão dessa importante questão.

Referências bibliográficas

Aragón, E. K. d. S. B., & Portugal, M. S. (2009). Central bank preferences and monetary rules under the inflation targeting regime in Brazil. *Brazilian Review of Econometrics*, *29*(1), 79–109. http://dx.doi.org/10.12660/bre.v29n12009.2697

Barbosa, F. H. (2017). *Macroeconomia*. Rio de Janeiro: FGV Editora.

Barro, R. J., & Gordon, D. B. (1983a). A positive theory of monetary policy in a natural rate model. *Journal of Political Economy*, *91*(4), 589–610. http://dx.doi.org/10.1086/261167

Barro, R. J., & Gordon, D. B. (1983b). Rules, discretion and reputation in a model of monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, *12*(1), 101–121. http://dx.doi.org/10.1016/0304-3932(83)90051-X

Bernanke, B. S., Laubach, T., Mishkin, F. S., & Posen, A. S. (1999). *Inflation targeting: Lessons from the international experience*. Princeton: Princeton University Press.

Bresser-Pereira, L. C. (2016, 27 de março). Onde foi que erramos? Quando e por que a economia saiu da rota. *Folha de S.Paulo*. https://www1.folha.uol.com.br/ilustrissima/2016/03/1753528-onde-foi-que-erramos-quando-e-por-que-a-economia-saiu-da-rota.shtml

Drazen, A. (2000). *Political economy in macroeconomics*. Princeton University Press.

Frankel, A., & Kartik, N. (2018). What kind of central bank competence? *Theoretical Economics*, *13*(2), 697–727. http://dx.doi.org/10.3982/TE2290

Galí, J. (2015). *Monetary policy, inflation, and the business cycle: An introduction to the new keynesian framework and its applications* (2ª ed.). Princeton University Press.

Gibbons, R. (1992). *Game theory for applied economists*. Princeton: Princeton University Press.

Griebeler, M. d. C. (2015). The naive central banker. *Revista Brasileira de Economia*, *69*(3), 355–372. http://dx.doi.org/10.5935/0034-7140.20150016

Kydland, F. E., & Prescott, E. C. (1977). Rules rather than discretion: The inconsistency of optimal plans. *Journal of Political Economy*, *85*(3), 473–492. https://www.jstor.org/stable/1830193

Marconi, N. (2017). O papel dos preços macroeconômicos na crise e na recuperação. *Estudos Avançados*, *31*(89), 97–109. http://dx.doi.org/10.1590/s0103-40142017.31890011

Modenesi, A. d. M. (2005). *Regimes monetários: Teoria e a experiência do Real*. Barueri: Manole.

Obstfeld, M. (1994). The logic of currency crises. *Cahiers Économiques et Monétaires*, *43*, 189–213. https://gallica.bnf.fr/ark:/12148/bpt6k64967087/f191.image

Oreiro, J. L. (2014, 10 de janeiro). Muito além do tripé. *Valor Econômico*. https://www.valor.com.br/opiniao/3390674/muito-alem-do-tripe

Palma, A. A., & Portugal, M. S. (2011). Preferences of the central bank of Brazil under the inflation targeting regime: Commitment vs discretion. *Revista Brasileira de Economia*, *65*(4), 347–358. http://dx.doi.org/10.1590/S0034-71402011000400002

Svensson, L. E. O. (2011). Inflation targeting. *In* B. M. Friedman & M. Woodford (Orgs.), *Handbook of monetary economics* (Vol. 3B). Amsterdã: North-Holland.

Walsh, C. E. (2009). Inflation targeting: What have we learned? *International Finance*, *12*(2), 195–233. http://dx.doi.org/10.1111/j.1468-2362.2009.01236.x

Walsh, C. E. (2017). *Monetary theory and policy* (4ª ed.). Cambridge, MA: MIT Press.

Apêndice. Demonstrações

Lema 1. Defina a função $m(\pi^e)$ de forma que $m(\pi^e) = F(\pi^e, R(\pi^e)) - F(\pi^e, \pi^*)$. Observe que $m(\hat{\pi}) = c_2$, $m(\pi^*) = c_1$ e

$$c_2 - c_1 = \int_{\pi^*}^{\hat{\pi}} m'(\pi^e)\, \mathrm{d}\pi^e. \tag{A-1}$$

Adicionalmente,

$$m'(\pi^e) = F_1(\pi^e, R(\pi^e)) + F_2(\pi^e, R(\pi^e))R'(\pi^e) - F_1(\pi^e, \pi^*).$$

Utilize (10) para mostrar que $m'(\pi^e) = F_1(\pi^e, R(\pi^e)) - F_1(\pi^e, \pi^*)$. Tendo em vista que $F_1(\pi^e, \pi) = 2\mu[\mu(\pi - \pi^e) - \gamma\bar{y}]$, conclui-se que $m'(\pi^e) = 2\mu^2[R(\pi^e) - \pi^*]$. Combine essa igualdade com (A-1). Esse procedimento estabelece que

$$c_2 - c_1 = 2\mu^2 \int_{\pi^*}^{\hat{\pi}} [R(\pi^e) - \pi^*]\, \mathrm{d}\pi^e. \tag{A-2}$$

Por outro lado, (11) e (12) implicam que

$$R(\pi^*) - \pi^* = \frac{k}{k + \mu^2}(\hat{\pi} - \pi^*) > 0. \tag{A-3}$$

Como R é estritamente crescente, conclui-se que $R(\pi^e) - \pi^* > 0$ para todo $\pi^e \geq \pi^*$. Logo, o lado direito de (A-2) é positivo. Desta forma, $c_2 > c_1$. □

Proposição 1. Há três casos a serem considerados: (i) $C < c_1$, (ii) $C > c_2$ e (iii) $C \in [c_1, c_2]$. Inicia-se a demonstração pelo caso (i). Como $C < c_1$, $C < c_2$. Combine essa desigualdade com (15) para concluir que $F(\hat{\pi}, \pi^*) < F(\hat{\pi}, R(\hat{\pi})) - C$. Assim sendo, se setor privado jogar $\pi^e = \hat{\pi}$, então a ação ótima para o banco central consiste em jogar $\pi = R(\hat{\pi}) = \hat{\pi}$. Tendo em vista que $\pi^e = \pi$, o *payoff* do setor privado será igual a zero. Assim sendo, $\pi^e = \pi = \hat{\pi}$ é um resultado de equilíbrio.

Para concluir a análise do caso (i), é preciso mostrar que não existe outro resultado. Suponha que o setor privado jogue $\pi^e = \pi^*$. Combine (14) com a desigualdade $C < c_1$ para concluir que $F(\pi^*, \pi^*) < F(\pi^*, R(\pi^*)) - C$. Como $R(\pi^*) \neq \pi^*$, pode se concluir que o

banco central não jogará $\pi = \pi^*$. Assim sendo, π^e será diferente de π, o que faz com que o *payoff* do setor privado seja negativo. Assim sendo, ação $\pi^e = \hat{\pi}$ domina estritamente a ação $\pi^e = \pi^*$. Logo, não há um resultado no qual $\pi^e = \pi^*$. Suponha agora que o setor privado implemente uma ação genérica π' distinta de ambas π^* e $\hat{\pi}$. Se a resposta ótima do banco central for $\pi = \pi^*$, então o *payoff* do setor privado será negativo; logo, π' não pode ser uma escolha ótima para o jogador p. Se a resposta ótima do banco central for diferente de π^*, então ela será igual a $R(\pi')$; como $\pi' \neq \hat{\pi}$ e $\hat{\pi}$ é o único ponto fixo de R, $R(\pi') \neq \pi'$. Assim, conclui-se novamente que o *payoff* do setor privado será negativo; mais uma vez, π' não pode ser uma escolha ótima para o jogador p. Desta forma, não existe um resultado no qual $\pi^e = \pi'$.

Considere agora o caso (ii). Como $C > c_2 > c_1$, $F(\pi^*, \pi^*) > F(\pi^*, R(\pi^*)) - C$. Assim sendo, se p jogar $\pi^e = \pi^*$, b jogará $\pi = \pi^*$. Desta forma, $\pi^e = \pi = \pi^*$ é um resultado de equilíbrio. Resta mostrar que esse resultado é único. Suponha que p jogue $\pi^e = \hat{\pi}$. Como $C > c_2$, $F(\hat{\pi}, \pi^*) > F(\hat{\pi}, R(\hat{\pi})) - C$. Logo, b jogará $\pi = \pi^*$. Assim sendo, $\pi^e = \hat{\pi}$ não é uma escolha ótima para o setor privado. Ademais, se p jogar $\pi^e = \pi' \notin \{\pi^*, \hat{\pi}\}$, então banco central jogará $\pi = \pi^*$ ou $\pi = R(\pi')$. Mais uma vez, π' não é uma ação ótima para p.

Por fim, considere o caso (iii). Como $c_1 \leq C$, $F(\pi^*, \pi^*) \geq F(\pi^*, R(\pi^*)) - C$. Assim sendo, $\pi^e = \pi = \pi^*$ é um resultado do jogo. Adicionalmente, $C \leq c_2$ implica que $F(\hat{\pi}, \pi^*) \leq F(\hat{\pi}, R(\hat{\pi})) - C$. Desta forma, $\pi^e = \pi = \hat{\pi}$ também é um resultado. Para estabelecer que não há outros resultados, considere mais uma vez o que ocorre se p implementar uma ação $\pi' \notin \{\pi^*, \hat{\pi}\}$. O raciocínio utilizado no final do parágrafo anterior estabelece que π' não é uma escolha ótima para o setor privado. □

Lema 2. O primeiro passo da demonstração consiste em provar que c_1 é uma função estritamente crescente de a. Tendo em vista a igualdade (5), é suficiente mostrar que c_1 é estritamente crescente em μ. Denote a derivada da expressão de $F(\pi^e, \pi)$ com respeito à μ por F_μ. Atribua a R_μ um significado equivalente. Diferencie (14) com respeito à μ para concluir que

$$\frac{\partial c_1}{\partial \mu} = F_\mu(\pi^*, R(\pi^*)) + F_2(\pi^*, R(\pi^*))R_\mu(\pi^*) - F_\mu(\pi^*, \pi^*).$$

Observe que (A-3) estabelece que $R(\pi^*) - \pi^* > 0$. Ademais, (11) implica que

$$(k + \mu^2)R(\pi^*) = \mu^2\pi^* + \mu\gamma\bar{y} \Rightarrow \mu[R(\pi^*) - \pi^*] - \gamma\bar{y} = -\frac{k}{\mu}R(\pi^*) < 0.$$

Como

$$F_\mu(\pi^*, R(\pi^*)) = -2[R(\pi^*) - \pi^*]\{\mu[R(\pi^*) - \pi^*] - \gamma\bar{y}\},$$

conclui-se que $F_\mu(\pi^*, R(\pi^*)) > 0$. É trivial mostrar que $F_\mu(\pi^*, \pi^*) = 0$. Adicionalmente, (10) implica que $F_2(\pi^*, R(\pi^*)) = 0$. Assim sendo, $\partial c_1/\partial\mu > 0$.

Para enfatizar que c_1 depende de a, escreva $c_1(a)$. Como c_1 é estritamente crescente em a e $a \geq 0$, pode se concluir que $c_1(0) \leq c_1(a)$ para todo a. Defina $c_3 = c_1(0)$. Claramente, $c_3 \leq c_1(a)$ para todo $a \in [0, 1]$. Por fim, como $c_1(0)$ é positivo, o mesmo vale para c_3. □

Lema 3. Se o setor privado implementa a estratégia $\hat{\rho}$, então $\hat{\sigma}$ é a melhor estratégia para o banco central; similarmente, se o banco central joga $\hat{\sigma}$, então $\hat{\rho}$ é a estratégia ótima para o setor privado. Adicionalmente, $\hat{\sigma}_t(h^{t-1}, \hat{\pi}) = R(\hat{\pi}) = \hat{\pi}$; desta forma, o resultado induzido por $(\hat{\rho}, \hat{\sigma})$ é tal que $\pi_t^e = \pi_t = \hat{\pi}$ para todo t. □

Lema 4. Considere inicialmente a parte "se". Suponha que a sequência Π^* satisfaz (19). É preciso construir estratégias que implementem Π^* como resultado do jogo. Seguindo o padrão usual da literatura, são construídas estratégias do tipo *trigger* que especificam reversão para $\hat{\rho}$ e $\hat{\sigma}$ caso ocorra algum desvio de Π^*. Formalmente, seja h_*^t a história na qual $\pi_s^e = \pi_s = \pi^*$ para todo $s \leq t$. Defina a estratégia ρ^* de forma que $\rho_t^*\left(h^{t-1}\right) = \pi^*$ se $h^{t-1} = h_*^{t-1}$; e $\rho_t^*\left(h^{t-1}\right) = \hat{\pi}$ se $h^{t-1} \neq h_*^{t-1}$. Similarmente, σ^* satisfaz $\sigma_t^*\left(h^{t-1}, \pi_t^e\right) = \pi^*$ se $\left(h^{t-1}, \pi_t^e\right) = \left(h_*^{t-1}, \pi^*\right)$ e $\sigma_t^*\left(h^{t-1}, \pi_t^e\right) = R\left(\pi_t^e\right)$ se $\left(h^{t-1}, \pi_t^e\right) \neq \left(h_*^{t-1}, \pi^*\right)$. Claramente, o par $\left(\rho^*, \sigma^*\right)$ implementa a sequência Π^*. Resta mostrar que $\left(\rho^*, \sigma^*\right)$ é um equilíbrio. Suponha que o setor privado adota a estratégia ρ^*. Seja h^{t-1} uma história qualquer. Se $h^{t-1} = h_*^{t-1}$, então (19) estabelece que implementar π^* é uma ação ótima para o banco central; se $h^{t-1} \neq h_*^{t-1}$, então o melhor que o banco central pode fazer é jogar $R\left(\pi_t^e\right)$. Logo, σ^* é uma melhor resposta para ρ^*. Suponha agora que o banco central joga σ^*. Em tal contexto, ao jogar ρ^* o setor privado fará com que $\pi_t^e = \pi_t$ seja lá qual for a história h^{t-1}. Desta forma, ρ^* é uma melhor resposta para σ^*.

Com relação à parte "somente se", é suficiente mostrar que se (19) não é satisfeita para alguma data t, então Π^* não é um resultado. Seja $\bar{s}$ a primeira data na qual a condição em questão é violada. Considere a situação do banco central. Esse jogador pode reverter para a estratégia $\hat{\sigma}$. Se isso acontecer, a melhor resposta para o setor consistirá em jogar $\hat{\rho}$. Isso fará com que $\pi_{\bar{s}} = R\left(\pi^*\right)$ e $\pi_t = \hat{\pi}$ para todo $t \geq \bar{s} + 1$. Como a desigualdade (19) não se verifica, a reversão para $\hat{\sigma}$ faz com que o banco central tenha um *payoff* maior do aquele que ele desfrutaria se implementasse π^* na data $\bar{s}$. Logo, Π^* não pode ser um resultado de equilíbrio. □

Proposição 2. Inicialmente, observe que o problema de se estabelecer que Π^* é ou não um resultado de equilíbrio se resume a verificar se a desigualdade (20) é ou não satisfeita. Lembre que Z foi previamente definido como sendo igual ao lado direito de desigualdade em questão. Considere o item (i). O primeiro passo da prova consiste em mostrar que se $a \to 1^-$, então $Z \to -\infty$. Rearranjando os termos, conclui-se que

$$Z = F\left(\pi^*, R\left(\pi^*\right)\right) + \frac{\delta_b}{1-\delta_b} F(\hat{\pi}, \hat{\pi}) - \frac{1}{1-\delta_b} F\left(\pi^*, \pi^*\right).$$

Utilize (7) para concluir que $F(\pi, \pi) = -\left[k\pi^2 + (\gamma\bar{y})^2\right]$. Assim sendo,

$$\begin{aligned}
&Z = F\left(\pi^*, R\left(\pi^*\right)\right) - \frac{\delta_b}{1-\delta_b}\left[k\hat{\pi}^2 + (\gamma\bar{y})^2\right] + \frac{1}{1-\delta_b}\left[k\left(\pi^*\right)^2 + (\gamma\bar{y})^2\right] \Rightarrow \\
&Z = F\left(\pi^*, R\left(\pi^*\right)\right) + \frac{k\left(\pi^*\right)^2}{1-\delta_b} + (\gamma\bar{y})^2 - \frac{\delta_b}{1-\delta_b} k\hat{\pi}^2 \Rightarrow \\
&Z \leq \frac{k\left(\pi^*\right)^2}{1-\delta_b} + (\gamma\bar{y})^2 - \frac{\delta_b}{1-\delta_b} k\hat{\pi}^2, \qquad \text{(A-4)}
\end{aligned}$$

onde a última desigualdade decorre do fato de que $F\left(\pi^e, \pi\right) \leq 0$. Como (13) implica que $\hat{\pi} \to \infty$ à medida que $a \to 1^-$, o lado direito de (A-4) diverge para $-\infty$ quando $a \to 1^-$. Assim sendo, $\lim_{a \to 1^-} Z(a) = -\infty$. Logo, para todo C existe um número $a_1 \in [0, 1)$ tal que se $a \geq a_1$, então $C \geq \left(1-\delta_b\right) Z(a)$. Desta forma, se $a \geq a_1$, então a condição (20) é satisfeita.

Considere agora o item (ii). Seja $A' \subseteq [0,1)$ o conjunto de todos os números a' que satisfazem a desigualdade $C \geq (1-\delta_b)Z(a')$. Como A' é limitado, esse conjunto possui um ínfimo. Defina $a_2 = \inf A'$. Suponha que $a_2 > 0$. Seja a qualquer elemento de $[0,1)$ tal que $a < a_2$; logo, $a \notin A'$. Assim sendo, $C < (1-\delta_b)Z(a)$. Essa última desigualdade implica que a condição (20) não é satisfeita. Se $a_2 = 0$, então $[0, a_2) = \varnothing$ e, por tal motivo, não há o que mostrar. □

Proposição 3. Esta prova é divida em três passos: (i) mostra-se que (21) implica que Z é uma função estritamente decrescente de a; (ii) caracteriza-se o valor a_3; (iii) utilizam-se os dois passos anteriores para mostrar que a_3 possui as propriedades desejadas.

No tocante ao passo (i), (5) implica que a e μ se relacionam de forma estritamente crescente. Logo, é suficiente mostrar que $\partial Z/\partial\mu < 0$. Observe que

$$\frac{\partial Z}{\partial \mu} = \left[F_\mu\left(\pi^*, R(\pi^*)\right) + F_2\left(\pi^*, R(\pi^*)\right)R_\mu(\pi^*) - F_\mu(\pi^*,\pi^*)\right] - \frac{\delta_b}{1-\delta_b}\left[F_\mu(\pi^*,\pi^*) - \left\{F_\mu(\hat\pi,\hat\pi) + \left[F_1(\hat\pi,\hat\pi) + F_2(\hat\pi,\hat\pi)\right]\hat\pi_\mu\right\}\right],$$

onde $\hat\pi_\mu$ denota a derivada de $\hat\pi$ com respeito a μ. A condição de primeira ordem (10) implica que $F_2\left(\pi^*, R(\pi^*)\right) = 0$ e $F_2(\hat\pi,\hat\pi) = 0$, pois $\hat\pi = R(\hat\pi)$. Adicionalmente, $F_\mu\left(\pi^*,\pi^*\right) = 0$, $F_\mu(\hat\pi,\hat\pi) = 0$ e $F_1(\hat\pi,\hat\pi) + F_2(\hat\pi,\hat\pi) = -2k\hat\pi$. Assim sendo,

$$\frac{\partial Z}{\partial \mu} = F_\mu\left(\pi^*, R(\pi^*)\right) - \frac{\delta_b}{1-\delta_b}(2k\hat\pi)\hat\pi_\mu.$$

Além do mais, $\hat\pi = \mu(\gamma/k)\bar y$, $\hat\pi_\mu = (\gamma/k)\bar y$ e

$$F_\mu\left(\pi^*, R(\pi^*)\right) = -2\left[R(\pi^*) - \pi^*\right]\left\{\mu\left[R(\pi^*) - \pi^*\right] - \gamma\bar y\right\}.$$

Combine as quatro últimas igualdades e efetue alguns algebrismos. Esse procedimento estabelece que

$$\frac{\partial Z}{\partial \mu} = -2\mu\left[R(\pi^*) - \pi^*\right]^2 + 2\gamma\bar y\left[R(\pi^*) - \pi^* - \frac{\delta_b}{1-\delta_b}\hat\pi\right].$$

Juntas, (A-3) e a última igualdade implicam que

$$\frac{\partial Z}{\partial \mu} = -2\mu\left[R(\pi^*) - \pi^*\right]^2 + 2\gamma\bar y\left[\left(\frac{k}{k+\mu^2} - \frac{\delta_b}{1-\delta_b}\right)\hat\pi - \frac{k}{k+\mu^2}\pi^*\right]. \tag{A-5}$$

Por outro lado, (21) implica que

$$\delta_b \geq \frac{1}{2 + \frac{1}{(1-a)^2\eta^2 k}} = \frac{1}{2 + \frac{\mu^2}{k}} = \frac{k}{2k+\mu^2} \Rightarrow \frac{\delta_b}{1-\delta_b} \geq \frac{k}{k+\mu^2}.$$

Combine a última desigualdade com (A-5) para concluir que $\partial Z/\partial\mu < 0$.

Com relação ao passo (ii), seja C uma penalidade genérica. Se $C \geq (1-\delta_b)Z(0)$, então faça $a_3 = 0$. Suponha que agora que $C < (1-\delta_b)Z(0)$. Como $\lim_{a\to 1^-} Z(a) = -\infty$, existe um grau de indexação $a_0' < 1$ tal que $C > (1-\delta_b)Z(a_0')$. Tendo em vista a continuidade de $Z(a)$, existe um número $a_1' \in (0, a_0')$ tal que $C = (1-\delta_b)Z(a_1')$. Faça $a_3 = a_1'$.

Conclui-se a prova com o passo (iii). Considere a parte "se" da Proposição 3. Se $a \geq a_3$, então utilize o fato de que Z é estritamente decrescente em a para concluir que $Z(a_3) \geq Z(a)$. Como $C \geq (1-\delta_b)Z(a_3)$, $C \geq (1-\delta_b)Z(a)$. Logo, Π^* é um resultado do jogo repetido. Com relação à parte "somente se", suponha que inicialmente $a_3 = 0$; claramente, $a \geq a_3$. Se $a_3 > 0$, então $C = (1-\delta_b)Z(a_3)$. Agora, utilize o fato de Π^* ser um resultado para concluir que $C \geq (1-\delta_b)Z(a)$. Assim sendo, $Z(a_3) \geq Z(a)$. Tendo em vista que Z é estritamente decrescente em a, conclui-se que $a \geq a_3$. □

Proposição 4. De forma similar à Proposição 2, verificar se Π^* é ou não um resultado de equilíbrio é equivalente a checar se (24) é ou não satisfeita. O primeiro passo da prova consiste em identificar o número β_0. Denote o lado direito de (24) por $z(\mu, \beta)$; logo,

$$z(\mu,\beta) = F\left(\pi^*, S\left(\pi^*\right)\right) + \frac{\delta_b}{1-\delta_b}F(\tilde{\pi},\tilde{\pi}) - \frac{1}{1-\delta_b}F\left(\pi^*,\pi^*\right).$$

Como $F\left(\pi^*, S\left(\pi^*\right)\right) \leq 0$ e $F(\pi,\pi) = -\left\{k\pi^2 + [\mu(1-\beta)\pi - \gamma\bar{y}]^2\right\}$, conclui-se que

$$z(\mu,\beta) \leq \frac{1}{1-\delta_b}\left\{k\left(\pi^*\right)^2 + \left[\mu(1-\beta)\pi^* - \gamma\bar{y}\right]^2\right\} - \frac{\delta_b}{1-\delta_b}\left\{k\tilde{\pi}^2 + [\mu(1-\beta)\tilde{\pi} - \gamma\bar{y}]^2\right\}.$$

Simples manipulações algébricas estabelecem que

$$z(\mu,\beta) \leq \frac{\left[k + \mu^2(1-\beta)^2\right]\left(\pi^*\right)^2}{1-\delta_b} + (\gamma\bar{y})^2 - \frac{\delta_b}{1-\delta_b}\left\{\left[k + \mu^2(1-\beta)^2\right]\tilde{\pi}^2 - 2\mu(1-\beta)\gamma\bar{y}\tilde{\pi}\right\}.$$

Faça $\mu = \bar{\mu}$ na última desigualdade. Após algumas simplificações, verifica-se que

$$z(\bar{\mu},\beta) \leq \frac{k(2-\beta)\left(\pi^*\right)^2}{1-\delta_b} + (\gamma\bar{y})^2 - \frac{\delta_b}{1-\delta_b}\left[\frac{2-\beta}{4(1-\beta)} - 1\right](\gamma\bar{y})^2.$$

O lado direito dessa desigualdade diverge para $-\infty$ à medida que $\beta \to 1^-$. Logo, existe um número β_0 tal que se $\beta \geq \beta_0$, então $z(\bar{\mu},\beta) \leq 0$.

O próximo passo consiste em mostrar que β_0 possui as propriedades desejadas. Considere a propriedade (i). Observe que

$$\beta \geq \beta_0 \Rightarrow z(\bar{\mu},\beta) \leq 0 \Rightarrow \frac{C}{1-\delta_b} > z(\bar{\mu},\beta).$$

Como z é contínua em μ, existe μ_1 tal que se $\mu \in [\mu_1, \bar{\mu})$, então $C/(1-\delta_b) \geq z(\mu,\beta)$. Tendo em vista a igualdade (5), podemos concluir que a última desigualdade é respeitada para $a \in [\alpha_1, \bar{a})$, onde α_1 é tal que $\mu_1 = \left[(1-\alpha_1)\eta\right]^{-1}$. Logo, (24) é satisfeita e consequentemente Π^* é um resultado do jogo. Com relação à propriedade (ii), é suficiente aplicar o raciocínio utilizado na demonstração da Proposição 2. □

r b e
REVISTA BRASILEIRA DE ECONOMIA
DOI 10.5935/0034-7140.20190003
ISSN 1806-9134 (online)
FGV
FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS

Uma Medida de PIB Mensal Para o Brasil Usando o *Term Spread*

João Victor Issler[*,†]
Luana Moreira de Miranda Pimentel[*]

Sumário

1. Introdução 53
2. Modelo na forma Espaço de Estados e Filtro de Kalman 56
3. Modelo Estrutural 58
4. Dados 60
5. Resultados Empíricos 63
6. Comparação com outros indicadores da atividade econômica 67
7. Conclusão 73

Palavras-chave
PIB mensal, interpolação, atividade econômica, *back-cast*, *nowcast*

JEL Codes
C32, E32, E37

Resumo • Abstract

In this work, we have constructed a monthly Brazilian GDP measure based on a state space model that was estimated by Kalman filter imposing a time aggregation constraint: the monthly GDP instantaneous growth rate must add up to the quarterly GDP instantaneous growth rate published by IBGE. The explanatory variables of the model were selected based on statistical criteria and in view of a structural model, which is based on the Asset Pricing Equation. The monthly GDP forecast performance showed better results than that of IBC-Br (BACEN) and IAE (FGV).
superior à do IBC-Br (BACEN) e do IAE (FGV).

1. Introdução

Um dos principais interesses dos agentes em uma economia é enxergar de forma clara o estado atual da atividade econômica. Todavia, grande parte dos dados econômicos são publicados com defasagem e sofrem revisões frequentes, gerando incerteza sobre o estado atual da economia. O PIB é a série econômica mais utilizada para representar a atividade econômica de um país, porém está disponível apenas trimestralmente e com grande atraso na sua divulgação. Por conta disso, a partir do trabalho pioneiro de Burns e Mitchell (1946), os indicadores coincidentes e antecedentes da atividade econômica passaram a ser amplamente utilizados como *proxies* do estado corrente e futuro da atividade econômica, podendo ser estimados em tempo real.

Atualmente, no contexto internacional, destacam-se os indicadores antecedentes compostos (CLI) divulgados mensalmente pela *Organisation for Economic Co-operation and*

[*]Fundação Getulio Vargas, Escola Brasileira de Economia e Finanças (FGV/EPGE). Praia de Botafogo 190, sala 1100, Rio de Janeiro, RJ, CEP 22250-900, Brasil.

[†]João Victor Issler agradece ao apoio financeiro do CNPq, da FAPERJ e do INCT. Este estudo foi parcialmente financiado pela Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal a Nível Superior – Brasil (CAPES) – Código 001.

joao.issler@fgv.br luana.miranda@fgv.br

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

Recebido em 26 de outubro de 2018
Aceitação final em 05 de novembro de 2018

Development (OECD), contemplando uma variedade de países. A construção desse indicador é feita através da agregação de séries pré-selecionadas através de esquemas simples de ponderação e o propósito desse indicador é sinalizar antecipadamente os *turning points* da atividade econômica. Para a Zona do Euro, destaca-se o indicador antecedente do ciclo de negócios (ALI) divulgado pelo *European Central Bank*, cuja metodologia se baseia na aplicação do filtro *band pass* em um conjunto de séries econômicas antecedentes. Para os Estados Unidos, merecem destaque os indicadores coincidentes e antecedentes divulgados pelo *The Conference Board* (TCB) e pelo *Federal Reserve Bank of Philadelphia*.

No contexto nacional, a Fundação Getulio Vargas (FGV), em parceria com o TCB, divulga um indicador mensal cujo objetivo é antecipar a direção da economia brasileira no curto prazo: o Indicador Antecedente Composto da Economia (IACE). O indicador permite uma comparação direta dos ciclos econômicos do Brasil com os de outros 11 países e regiões já cobertos pelo TCB. Complementar ao IACE, a FGV e o TCB coordenam o Indicador Coincidente Composto da Economia (ICCE), que mede as condições econômicas atuais e a intensidade da atividade econômica em bases mensais. Vale menção também o esforço do Banco Central do Brasil, que publica mensalmente o IBC-Br — o Índice de Atividade Econômica do Banco Central do Brasil — que é um indicador criado para tentar antecipar o resultado do PIB brasileiro em tempo real.

Embora esses indicadores sejam amplamente utilizados, a metodologia neles empregada é extremamente simples, não envolvendo fundamentos econômicos que justifiquem a escolha dos pesos e das variáveis. Nesse sentido, carecem do uso de um modelo estrutural que possa guiar como combinar as co-variáveis a serem usadas no *backcast*, *nowcast* e *forecast* da atividade econômica.

O objetivo deste trabalho é criar o PIB mensal da economia brasileira, um indicador capaz de prever o crescimento do PIB tanto em trimestres passados ainda não divulgados (*backcast*) quanto no trimestre corrente (*nowcast*). Ao contrário dos indicadores listados acima, o nosso será construído a partir de um modelo estrutural baseado na *Equação de Apreçamento dos Ativos* (cf. Cochrane, 2002). O modelo econométrico será colocado na forma espaço de estados, em linha com o proposto em Bernanke, Gertler, e Watson (1997) e Mönch e Uhlig (2005), e estimado por meio do filtro de Kalman. Faremos uso de variáveis auxiliares escolhidas com base em critérios estatísticos e também tendo em vista um modelo estrutural que relaciona *spreads* de retornos de ativos com vencimentos distintos – o *term spread*.

Esse indicador permitirá um acompanhamento mais eficaz da atividade econômica, trazendo informações complementares ao PIB em dois aspectos. O primeiro é a frequência mais alta das estimativas, isto é, mensais ao invés de trimestrais. O segundo é o fato de ser capaz de gerar estimativas da atividade econômica em tempo real, resolvendo o problema de defasagem na divulgação dos dados de PIB.

Sob a perspectiva de análise do ciclo de negócios, este trabalho se relaciona com os trabalhos de Cuche e Hess (2000), Liu e Hall (2001), Mariano e Murasawa (2003), Aruoba, Diebold, e Scotti (2009), Altissimo, Cristadoro, Forni, Lippi, e Veronese (2010), Issler, Notini, Rodrigues, e Soares (2013) e Issler e Notini (2016).

Uma contribuição original deste trabalho é a construção e implementação empírica de um modelo estrutural que integra macroeconomia e finanças, abrindo a possibilidade de utilizar dados financeiros nos modelos de previsão da atividade econômica. A partir deste modelo, que se fundamenta na Equação de Apreçamento dos Ativos, verificamos que o

spread atual entre os retornos de ativos com maturidades distintas é um importante previsor da taxa de crescimento da atividade econômica futura.

Do ponto de vista empírico, a capacidade dos retornos dos ativos de prever a taxa de crescimento de agregados macroeconômicos é extensamente documentada na literatura. Estrella e Hardouvelis (1991), Haubrich e Dombrosky (1996) e Hamilton e Kim (2002) documentam que o *spread* entre as taxas de juros de longo e curto prazos é útil para anteceder o nível da atividade econômica futura dos Estados Unidos, inclusive Estrella e Mishkin (1998) mostram que *spread* da curva de juros foi útil para prever recessões da economia norte-americana em análises de performance fora da amostra. Estrella e Mishkin (1997) mostraram que esse poder preditivo também se aplica às economias da Europa.

Outros trabalhos também evidenciam que a utilização de variáveis financeiras pode melhorar sensivelmente a performance dos modelos de previsão da atividade econômica. Andreou, Ghysels, e Kourtellos (2013) mostram que os modelos de frequência mista (MIDAS) que fazem uso de dados financeiros diários representam uma evolução em relação aos modelos de previsão tradicionais baseados apenas em dados agregados, além de serem úteis para estimar o estado atual da atividade econômica (*nowcast*). Na mesma linha, Ferrara e Marsilli (2013) mostram que dados financeiros possuíam poder preditivo de antecipar o crescimento do PIB da zona do euro durante o período da crise financeira de 2008.

Podemos citar também algumas contribuições que envolvem modelos econométricos de valor presente ligados à Equação de Apreçamento dos Ativos. Dentre eles destacam-se Guillén, Hecq, Issler, e Saraiva (2015) e Castro e Issler (2016). Em ambos os casos, a ideia é prever retornos usando dados macroeconômicos, mas a lógica pode ser facilmente invertida: usar dados financeiros para prever a atividade econômica.

O modelo na forma espaço de estados desenvolvido neste trabalho permite obter uma estimativa consistente do crescimento da atividade econômica mensal não observada, respeitando a restrição de que a soma da taxa de crescimento instantânea do PIB mensal dos três meses correspondentes a um dado trimestre deve ser igual a taxa de crescimento instantânea trimestral do PIB observado, divulgado pelo IBGE.

Os resultados empíricos do modelo mostraram que essa restrição imposta nas observações dentro da amostra gera maior precisão também nas estimativas do modelo fora da amostra.Quando comparamos a performance de previsão do PIB mensal àquela de dois indicadores importantes para o Brasil — o IBC-Br do BACEN e o Indicador de Atividade Econômica (IAE) da FGV — temos os seguintes resultados: desde 2004:T1 até 2018:T1, para o exercíco de *backcast*, nossa proxy do PIB mensal reduziu a estatística da raiz do erro quadrático médio da previsão fora da amostra em 53,8% vis-à-vis aquela do IBC-Br e em 45,5% vis-à-vis a do IAE-FGV. No exercíco de *nowcast* a redução foi um pouco menor — de 11,8% em relação ao IBC-Br e 5,8% em relação ao IAE. Vale notar que, nesse último exercício, usamos um conjunto de informação mais antigo do que usam tanto o IBC-Br quanto o IAE-FGV.

Este trabalho encontra-se estruturado da seguinte maneira: a seção 2 apresenta uma descrição sobre o modelo na forma espaço de estados utilizado na construção do PIB mensal; a seção 3 detalha um modelo teórico estrutural que justifica o uso de variáveis financeiras em modelos de previsão da atividade econômica; os dados utilizados na implementação empírica dos modelos encontram-se detalhados na seção 4; os resultados empíricos dos modelos são apresentados na seção 5; a seção 6 compara os nossos resultados com outros indicadores da atividade econômica existentes no Brasil; por fim, a seção 7 conclui o trabalho.

2. Modelo na forma Espaço de Estados e Filtro de Kalman

O filtro de Kalman é um método computacional recursivo capaz de gerar estimativas eficientes dos estados passado, presente e futuro de um processo estocástico. A partir de uma variável observável é possível estimar eficientemente uma variável não observável de interesse, uma vez que este filtro permite a estimação de parâmetros desconhecidos do modelo através da maximização da verossimilhança via decomposição do erro de previsão. Para que o sistema dinâmico possa ser analisado por meio do filtro de Kalman ele deve ser escrito em sua forma espaço de estados. Uma descrição mais detalhada pode ser encontrada em Harvey (1981) e Hamilton (1994).

A representação espaço de estados é composta por dois vetores de equações, a primeira é a equação de estado ou de transição, que descreve o processo Markoviano de primeira ordem que gera a variável não observada (ξ_t) que gostaríamos de estimar, a segunda é a equação de observação ou de mensuração, que relaciona a variável de estado à variável observável (y_t) e séries relacionadas (x_t), que são exógenas e pré-determinadas.

A representação espaço de estados para a dinâmica de y_t, $t = 1, \ldots, T$, onde T é o número de observações na amostra, é dado pelo seguinte sistema de duas equações:

$$\xi_{t+1} = F\xi_t + v_{t+1} \tag{1}$$

$$y_t = A'x_t + H'\xi_t + w_t, \tag{2}$$

onde F, A' e H' são matrizes de parâmetros com dimensões $(r \times r)$, $(n \times k)$ e $(n \times r)$, respectivamente. Assumimos que os termos de erro v_t e w_t, com dimensões $(r \times 1)$ e $(n \times 1)$, respectivamente, possuem distribuição Normal multivariada:

$$\begin{bmatrix} v_t \\ w_t \end{bmatrix} \sim \mathcal{N}\left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} Q & 0 \\ 0 & R \end{bmatrix} \right).$$

Tanto as matrizes de coeficientes F, A' e H' quanto as matrizes de variância-covariância Q e R podem ser consistentemente estimadas por meio da maximização da função de máxima verossimilhança condicional do sistema, dadas condições iniciais para $\xi_{1|0}$ e sua matriz de variância-covariância $P_{1|0}$.

2.1 Modelo de Interpolação

Antes de descrever o modelo utilizado, é importante fazer algumas observações a respeito do termo *interpolação*. O PIB é uma variável de fluxo com observações trimestrais que gostaríamos de *distribuir* entre os meses de cada trimestre. Porém, vale notar que originalmente o problema de alocar uma variável de fluxo desta forma se refere a *distribuição*, enquanto o termo *interpolação* está ligado à variáveis de estoque (ver Harvey, 1990). Apesar disso, grande parte da literatura recente sobre o assunto utiliza o termo *PIB interpolado*, o que justifica o nome utilizado para o modelo desta seção.

Para obter o PIB mensal da economia brasileira, faremos uso de um modelo de interpolação baseado em Bernanke et al. (1997) e aplicado ao contexto brasileiro por Issler e Notini (2016). Nossa maior contribuição é a escolha das co-variáveis que entram no modelo estado de espaços. Aqui, nos baseamos na *Equação de Apreçamento dos Ativos* para propor o *Term Spread* como co-variável chave.

Assumimos que a taxa de crescimento instantânea do PIB mensal não observado — definido por $\Delta \ln y_t^+$ — segue um processo $AR(p)$ e é explicado por regressores $\Delta \ln x_t$ e

um termo de erro $AR(1)$. As variáveis em $\Delta \ln x_t$ são pré-determinadas e possuem alta correlação com o PIB. O modelo proposto para $\Delta \ln y_t^+$ é:

$$\begin{aligned} \left(1 - \phi_1 L - \cdots - \phi_p L^p\right) \Delta \ln y_t^+ &= \beta \Delta \ln x_t + u_t \\ u_t &= \rho u_{t-1} + \epsilon_t. \end{aligned} \tag{3}$$

A taxa instantânea de crescimento do PIB trimestral observado — definido por $\Delta \ln y_t$ — é a variável a ser interpolada da frequência trimestral para mensal. Sendo assim, imporemos que a estimativa mensal $\Delta \ln y_t^+$ obedeça

$$\Delta \ln y_t = \begin{cases} \sum_{i=0}^{2} \Delta \ln y_{t-i}^+, & \text{se } t = 3, 6, 9, 12, \ldots, T; \\ 0, & \text{caso contrário.} \end{cases} \tag{4}$$

Assim, a taxa instantânea de crescimento do PIB trimestral, que pode ser observada apenas nos meses $t = 3, 6, 9, 12, \ldots, T$, é a soma das taxas de crescimento dos PIBs mensais correspondentes ao trimestre. Nos demais meses em que não temos informação do PIB, imputamos o valor zero. Esses valores fictícios imputados quando não temos observação serão substituídos pela técnica utilizada no filtro de Kalman, uma vez que se imponha uma variância alta para os dados fictícios.

Assumindo que o polinômio $\left(1 - \phi_1 L - \cdots - \phi_p L^p\right)$ em (3) é de ordem um, isto é, $p = 1$, com coeficiente ϕ, a representação espaço de estados é da forma

$$\xi_t = \begin{bmatrix} \Delta \ln y_t^+ \\ \Delta \ln y_{t-1}^+ \\ \Delta \ln y_{t-2}^+ \\ u_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi & 0 & 0 & \rho \\ 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \rho \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta \ln y_{t-1}^+ \\ \Delta \ln y_{t-2}^+ \\ \Delta \ln y_{t-3}^+ \\ u_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta \Delta \ln x_t \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_t \\ 0 \\ 0 \\ \epsilon_t \end{bmatrix}, \tag{5}$$

$$\Delta \ln y_t = H_t' \xi_t, \tag{6}$$

onde (5) é a equação de estado e (6) é a equação de observação. Além disso, ϕ é o coeficiente autorregressivo da taxa de crescimento do PIB mensal, ρ é o coeficiente autorregressivo do termo de erro u_t (vide equação (3)) e β é o vetor de coeficientes das variáveis auxiliares presentes em $\Delta \ln x_t$.

A matriz H_t' varia no tempo e possui o seguinte formato:

$$H_t' = \begin{cases} \begin{bmatrix} 1 & 1 & 1 & 0 \end{bmatrix}, & \text{se } t = 3, 6, 9, 12, \ldots, T; \\ \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}, & \text{caso contrário.} \end{cases} \tag{7}$$

Por meio deste modelo é possível obter estimativas mensais do PIB que sinalizam o quão aquecida está a economia em um determinado período de tempo, sendo possível realizar tanto o *backcast* quanto o *nowcast* da atividade econômica. Definimos como *backcast* a previsão do PIB de um trimestre que já se realizou, mas cuja estatística ainda não foi divulgada pelo IBGE, enquanto o *nowcast* é a previsão do PIB do trimestre corrente.

Para a construção do PIB mensal, basta que tenhamos observações das variáveis auxiliares até o mês de referência. Para realizar o *backcast*, faremos uso de variáveis coincidentes em relação ao ciclo de negócios, ao passo que para o *nowcast* utilizaremos variáveis antecedentes com avanço de alguns meses.

3. Modelo Estrutural

Na busca por fundamentos econômicos para a construção do PIB mensal, usaremos a chamada Equação de Apreçamento dos Ativos, que diz que o preço do retorno futuro de todo ativo é igual à unidade, 1, em todo período de tempo. Para qualquer ativo, esse retorno é descontado usando-se o fator estocástico de descontos, isto é, usa-se o mesmo desconto para todos os retornos. Logo, o fator estocástico de descontos é um fator comum aos retornos da economia. Em modelos com preferências *Constant Relative Risk Aversion* (CRRA), o fator estocástico de descontos é uma função da taxa de crescimento do consumo. Logo, há uma associação entre retornos e atividade econômica implícita à Equação de Apreçamento.

Considere um mundo onde os retornos e as taxas de crescimento do consumo tenham a distribuição Log-Normal. Nesse caso, pode-se resolver explicitamente a equação de apreçamento de um ativo de i períodos que não paga dividendos como

$$p_t = \mathbb{E}_t\left[m_{t,t+i}p_t^i\right], \tag{8}$$

onde p_t é o preço no período t do ativo de i períodos; p_t^i é o preço do ativo em $t+i$ já conhecido em t; $m_{t,t+i}$ é o fator estocástico de descontos entre os períodos t e $t+i$; e $\mathbb{E}_t[\cdot]$ denota a esperança condicionada à informação disponível no período t. Dividindo ambos os lados da equação (8) por p_t, obtemos

$$1 = \mathbb{E}_t\left[m_{t,t+i}\frac{p_t^i}{p_t}\right] = \mathbb{E}_t\left[m_{t,t+i}R_t^i\right], \tag{9}$$

onde R_t^i é o retorno bruto acumulado do ativo de i períodos, que já é conhecido no período t.

Note que podemos reescrever (9) como

$$1 = \exp\left\{\mathbb{E}_t\left[\ln\left(m_{t,t+i}R_t^i\right)\right] + \frac{\sigma_i^2}{2}\right\}, \tag{10}$$

onde σ_i^2 é a variância condicional de $\ln\left(m_{t,t+i}R_t^i\right)$, que é constante sob a hipótese de homocedasticidade no tempo (ver Hansen & Singleton, 1983).

Tomando-se o logaritmo natural de (10), obtemos

$$\ln R_t^i = -\ln m_{t,t+i} - \frac{\sigma_i^2}{2} + e_{i,t}, \tag{11}$$

onde $e_{i,t} = \ln\left(m_{t,t+i}R_t^i\right) - \mathbb{E}_t\left[\ln\left(m_{t,t+i}R_t^i\right)\right]$. Sob a hipótese de função utilidade CRRA, o fator estocástico de descontos é dado por $m_{t,t+i} = \beta^i\left(c_{t+i}/c_t\right)^{-\gamma}$, onde c_t denota o consumo no período t, γ é a aversão relativa ao risco e β é a taxa de desconto da utilidade futura. Tomando o logaritmo natural de $m_{t,t+i}$, temos:

$$\ln m_{t,t+i} = i\ln\beta - \gamma\left(\ln c_{t+i} - \ln c_t\right), \tag{12}$$

em que $\ln c_{t+i} - \ln c_t$ é a taxa de crescimento instantânea do consumo agregado i períodos à frente.

Combinando (11) e (12):

$$\ln c_{t+i} - \ln c_t = \frac{1}{\gamma}\left(i\ln\beta + \ln R_t^i + \frac{\sigma_i^2}{2} - e_{i,t}\right). \tag{13}$$

A equação (13) nos mostra que há uma relação contemporânea entre a taxa de crescimento instantânea do consumo i períodos à frente e o logaritmo do retorno do ativo de i períodos. Ela serve de base para a construção de indicadores coincidentes para o consumo baseados em retornos.

A Equação de Apreçamento também existe numa versão multi-períodos. Suponha que R_t^1 seja o retorno do ativo que transfere riqueza de hoje para um período à frente e R_t^k seja o retorno do ativo que transfere riqueza de hoje para k períodos à frente. Usando a equação (13) para os dois retornos e subtraindo a última da primeira, obtemos

$$\ln c_{t+k} - \ln c_{t+1} = \frac{k-1}{\gamma}\ln\beta + \frac{1}{\gamma}\left(\frac{\sigma_k^2}{2} - \frac{\sigma_1^2}{2}\right) - \frac{1}{\gamma}\left(\ln R_t^1 - \ln R_t^k\right) + \frac{1}{\gamma}\left(e_{1,t} - e_{k,t}\right). \quad (14)$$

A equação (14) ainda pode ser reescrita como

$$\Delta \ln c_{t+k} + \Delta \ln c_{t+k-1} + \cdots + \Delta \ln c_{t+2} = \frac{k-1}{\gamma}\ln\beta + \frac{1}{\gamma}\left(\frac{\sigma_k^2}{2} - \frac{\sigma_1^2}{2}\right) - \frac{1}{\gamma}\left(\ln R_t^1 - \ln R_t^k\right) + \frac{1}{\gamma}\left(e_{1,t} - e_{k,t}\right) \quad (15)$$

Deste modo, do ponto de vista teórico, o *spread* do logaritmo dos retornos de ativos com maturidades distintas, que é conhecido no período atual, antecede a taxa instantânea de crescimento acumulada do consumo futuro.

Vale notar que, a taxa de crescimento do PIB e a taxa de crescimento do consumo são sincronizadas, como atestam diversos estudos empíricos (ver, por exemplo, Issler & Vahid, 2001). De fato, Campbell e Mankiw (1989) argumentam que há uma proporcionalidade entre os dois no curto prazo, advinda da existência de restrição à liquidez de alguns agentes, de modo que:

$$\Delta \ln c_t = \lambda \Delta \ln y_t + (1-\lambda)\epsilon_t, \quad (16)$$

onde $\Delta \ln y_t$ é a taxa instantânea de crescimento do PIB; $\Delta \ln c_t$ é a taxa instantânea de crescimento do consumo agregado; λ é a proporção de agentes com restrição à liquidez; e ϵ_t é um termo de erro imprevisível.

Combinando (14) e (16), obtêm-se uma equação que relaciona o *spread* entre o logaritmo dos retornos de ativos com maturidade de 1 e k períodos com a taxa instantânea de crescimento do PIB $k-1$ períodos à frente.

$$\ln y_{t+k} - \ln y_{t+1} = \frac{k-1}{\gamma\lambda}\ln\beta + \frac{1}{\gamma\lambda}\left(\frac{\sigma_k^2}{2} - \frac{\sigma_1^2}{2}\right) - \frac{1}{\gamma\lambda}\left(\ln R_t^1 - \ln R_t^k\right) + \frac{1}{\gamma\lambda}\left(e_{1,t} - e_{k,t}\right) - \frac{1-\lambda}{\lambda}\left(\epsilon_{t+2} + \cdots + \epsilon_{t+k}\right). \quad (17)$$

A equação (17) ainda pode ser reescrita como:

$$\Delta \ln y_{t+k} + \Delta \ln y_{t+k-1} + \cdots + \Delta \ln y_{t+2} = \frac{k-1}{\gamma\lambda}\ln\beta + \frac{1}{\gamma\lambda}\left(\frac{\sigma_k^2}{2} - \frac{\sigma_1^2}{2}\right) - \frac{1}{\gamma\lambda}\left(\ln R_t^1 - \ln R_t^k\right) + \frac{1}{\gamma\lambda}\left(e_{1,t} - e_{k,t}\right) - \frac{1-\lambda}{\lambda}\left(\epsilon_{t+2} + \cdots + \epsilon_{t+k}\right). \quad (18)$$

Como ilustrado acima, o approach integrado de macroeconomia e finanças abre a possibilidade de usar dados financeiros para prever o estado atual da atividade econômica.

4. Dados

Com o objetivo de realizar um teste empírico do modelo da seção 3, fizemos uso das variáveis descritas na Tabela 1. Após deflacionar a taxa de juros CDI e as taxas referenciais de swaps DI pré-fixadas a partir da mediana das expectativas de mercado do IPCA, serão construídos os *spreads* dos retornos reais, definidos como $\ln(1 + CDI - swap\ DI)$.

Para a implementação do modelo de interpolação por meio do filtro de Kalman, foram utilizadas algumas séries temporais de variáveis econômicas auxiliares com frequência mensal e que possuem alta correlação com o PIB para compor o vetor $\Delta \ln x_t$. Dentre elas encontram-se variáveis coincidentes e antecedentes em relação ao ciclo de negócios, que serão usadas respectivamente para o *backcast* e o *nowcast* da atividade econômica. As variáveis antecedentes serão utilizadas com o avanço de alguns meses, de modo a torná-las coincidentes. Defina como $A(\cdot)$ o operador avanço, para qualquer variável auxiliar antecedente w_t, teremos: $A^i(w_t) = w_{t+i}$, onde i é o número de meses que iremos avançar a variável para torná-la coincidente.

A Tabela 2 mostra a base de dados utilizada na implementação empírica do modelo para realizar o *backcast* do PIB e as respectivas fontes, enquanto a Tabela 3 exibe as séries utilizadas no *nowcast* do PIB.

A seleção das variáveis coincidentes, presentes na base de dados de *Backcast*, baseou-se na procura por séries de periodicidade mensal frequentemente utilizadas em análises do ciclo de negócios. Mariano e Murasawa (2003) argumentam que candidatos naturais seriam: Produção Industrial, Vendas no Varejo e Emprego. Com o objetivo de aumentar o número de séries coincidentes, seguimos Cardoso (1980) e selecionamos uma Variável de Produção de Autoveículos, além de uma variável de Sondagem produzida pela Fundação Getulio Vargas (FGV).

O próximo passo envolveu testar se essas variáveis selecionadas satisfazem alguns critérios estatísticos desejáveis. Primeiro testamos se as variáveis possuem a mesma ordem de integração do PIB. Por meio da aplicação do teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF)

Tabela 1. Base de Dados para o Teste Empírico do Modelo Estrutural.

Série	Fonte
Taxa de juros – CDI	Banco Central do Brasil
Taxa referencial de swaps DI pré-fixada (BM&F) — prazo de 90 dias (fim de período)	Banco Central do Brasil
Taxa referencial de swaps DI pré-fixada (BM&F) — prazo de 180 dias (fim de período)	Banco Central do Brasil
Taxa referencial de swaps DI pré-fixada (BM&F) — prazo de 360 dias (fim de período)	Banco Central do Brasil
PIB	IBGE
Mediana da Expectativa de Mercado do IPCA	Banco Central do Brasil

Tabela 2. Base de Dados (*Backcast*).

Série	Fonte
Produção Industrial Mensal	IBGE
Vendas Reais no Varejo	IBGE
Índice do Emprego Formal	Ministério do Trabalho e Emprego
Produção de Autoveículos	ANFAVEA
Índice de Confiança Empresarial (Situação Atual)	FGV

nas séries em log e em primeira diferença, concluímos que tanto o PIB quanto as séries explicativas são $I(1)$, como mostra a Tabela 4. Afim de verificar se as séries são coincidentes, o segundo passo envolveu analisar as correlações cruzadas entre as variáveis candidatas e o PIB, contemporaneamente e com defasagem, como mostra a Tabela 5. Trabalhou-se com as primeiras diferenças das séries dessazonalizadas em logaritmo. Para todas as séries coincidentes, a correlação é maximizada quando as séries são tomadas contemporaneamente, como esperado. Adicionalmente, investigamos a existência de tendência comum entre as séries coincidentes e o PIB por meio do teste de cointegração de Johansen (1991). A hipótese de não-existência de vetor de cointegração foi rejeitada ao nível de significância de 1% (Tabela 6). O procedimento de seleção das variáveis baseou-se em Duarte, Issler, e Spacov (2004).

O critério para a seleção das variáveis antecedentes baseou-se em Stock e Watson (1989), Stock e Watson (1993) e também aplicado ao contexto brasileiro em Duarte et al. (2004). O procedimento adotado se resume na escolha de variáveis que possuem poder preditivo em relação ao PIB. Após concluir que as variáveis candidatas possuem raíz unitária, trabalhamos com as séries dessazonalizadas, em logaritmo e primeira diferença. Por fim, as variáveis foram submetidas a testes de causalidade de Granger com o PIB, incluindo 3 lags. A Tabela 7 mostra que para ambas as séries analisadas, rejeita-se a hipótese nula de não-causalidade do PIB no sentido de Granger. Ademais, a utilização do *spread* dos retornos como uma das variáveis antecedentes auxiliares do modelo é justificada na seção 3.

Feita a seleção da base de dados, todas as séries foram utilizadas no modelo com ajuste sazonal (método ARIMA X-13), em logaritmo e em primeira diferença. Além disso, as variáveis foram padronizadas, isto é, divididas pelo seu desvio padrão.

Tabela 3. Base de Dados (*Nowcast*).

Série	Fonte
Taxa de juros – CDI	Banco Central do Brasil
Taxa referencial de swaps DI pré-fixada (BM&F) — prazo de 90 dias (fim de período)	Banco Central do Brasil
Indicador Serasa de Atividade do Comércio (ISAC)	Serasa Experian
Indicador Antecedente Composto da Atividade Econômica (IACE)	Fundação Getulio Vargas

Tabela 4. Teste ADF de Raíz Unitária.

	$H_0: z$ é $I(1)$		$H_0: z$ é $I(2)$	
Variável	Estatística τ	lags	Estatística τ	lags
PIB *	−0,9	1	−2,5	2
Produção Industrial Mensal *	−1,9	1	−9,1	1
Vendas Reais no Varejo *	−0,3	5	−3,2	4
Índice do Emprego Formal *	−0,7	3	−1,7	1
Produção de Autoveículos *	−2,1	4	−9,4	3
Índice de Confiança Empresarial (Situação Atual)	−0,1	2	−5,8	1

Notas: (i) Todas as séries estão em logs; (ii) o asterisco * indica que uma tendência linear foi incluída na equação; (iii) o valor crítico ao nível de significância de 10% é −1,6 para equação sem tendência e −3,1 com tendência; (iv) os *lags* foram escolhidos pelo critério AIC.

Fonte: IBGE, MTE, Anfavea e FGV. Elaboração própria.

Tabela 5. Análise de Correlação entre *lags* das variáveis auxiliares e PIB.

Variável	$t-4$	$t-3$	$t-2$	$t-1$	t
Produção Industrial Mensal	−0,04	0,07	0,12	0,39	**0,69**
Vendas Reais no Varejo	0,11	0,15	0,38	0,45	**0,63**
Índice do Emprego Formal	0,17	0,22	0,28	0,46	**0,71**
Índice da Situação Atual	0,008	0,10	0,22	0,46	**0,66**
Produção de Autoveículos	−0,04	0,06	0,12	0,32	**0,37**

Fonte: IBGE, MTE, Anfavea e FGV. Elaboração própria.

Tabela 6. Teste de Cointegração de Johansen.

Hipóteses	Estatística de teste	Valor Crítico	Conclusão
PIB & Produção Industrial Mensal			
$H_0: r = 0$ vs $H_1: r > 0$	44,79	24,60	rejeita H_0
$H_0: r = 1$ vs $H_1: r > 1$	5,31	12,97	não rejeita H_0
PIB & Vendas Reais no Varejo			
$H_0: r = 0$ vs $H_1: r > 0$	30,21	24,60	rejeita H_0
$H_0: r = 1$ vs $H_1: r > 1$	10,39	12,97	não rejeita H_0
PIB & Índice do Emprego Formal			
$H_0: r = 0$ vs $H_1: r > 0$	28,74	24,60	rejeita H_0
$H_0: r = 1$ vs $H_1: r > 1$	9,75	12,97	não rejeita H_0
PIB & Produção de Autoveículos			
$H_0: r = 0$ vs $H_1: r > 0$	27,07	24,60	rejeita H_0
$H_0: r = 1$ vs $H_1: r > 1$	6,76	12,97	não rejeita H_0
PIB & Índice de Confiança Empresarial (Situação Atual)			
$H_0: r = 0$ vs $H_1: r > 0$	43,87	24,60	rejeita H_0
$H_0: r = 1$ vs $H_1: r > 1$	4,25	12,97	não rejeita H_0

Nota: Valores críticos ao nível de significância de 1%.
Fonte: IBGE, MTE, Anfavea e FGV. Elaboração própria.

Tabela 7. Teste de Causalidade de Granger.

Hipótese Nula	P-valor
ISAC não causa PIB no sentido de Granger	0,0398
IACE não causa PIB no sentido de Granger	0,0105

Nota: Foram utilizados 3 *lags* em cada teste.
Fonte: FGV, IBGE e Serasa Experian. Elaboração própria.

5. Resultados Empíricos

5.1 Resultados Empíricos do Modelo Estrutural

A partir do modelo estrutural desenvolvido na seção 3, encontramos uma relação teórica entre o *spread* dos retornos conhecido no período atual entre dois ativos com maturidades distintas e a taxa de crescimento do consumo futuro. Agora nosso objetivo é investigar se essa relação também é observada empiricamente. A equação (14) pode ser reescrita como

$$\ln c_{t+k} - \ln c_{t+1} = \alpha + \theta S_t + \epsilon_t, \tag{19}$$

onde $\ln c_{t+k} - \ln c_{t+1}$ é a taxa de crescimento instantânea acumulada do consumo nos próximos $k-1$ trimestres; α é uma constante dada por $\alpha = \big((k-1)/\gamma\big)\ln\beta + (1/\gamma)\big(\sigma_k^2/2 - \sigma_1^2/2\big)$; $\theta = -(1/\gamma)$; S_t é o *spread* dos retornos dado pela diferença entre o retorno do ativo de prazo mais curto e o retorno do ativo de prazo mais longo; e ϵ_t é o termo de erro dado por $\epsilon_t = (1/\gamma)\big(e_{1,t} - e_{k,t}\big)$.

Vale notar que para a previsão da taxa de crescimento do consumo acumulada 1 trimestre à frente construímos o *spread* dos retornos com base na taxa de curto prazo dada pelo CDI e na taxa de prazo mais longo dada pela taxa Swap DI pré-fixada com prazo de 90 dias. Para 2 trimestres à frente utilizamos a taxa de juros CDI e a taxa Swap DI pré-fixada com prazo de 180 dias, enquanto para 3 trimestres à frente utilizamos a diferença entre a taxa Swap DI pré-fixada com prazo de 90 dias e 360 dias[1] e para 4 trimestres à frente as taxas CDI e Swap DI pré-fixada com prazo de 360 dias. Todas as taxas foram deflacionadas utilizando a mediana das expectativas de mercado do IPCA, divulgadas pelo Banco Central do Brasil.

A Tabela 8 exibe os resultados da estimação da regressão (19) por MQO separadamente para diferentes horizontes de tempo, utilizando erros-padrão consistentes com heterocedasticidade e autocorrelação (HAC). Nota-se que o coeficiente da inclinação da curva de juros é sempre significativo e positivo, conforme era esperado.

É possível ainda utilizar o método *Seemingly Unrelated Regressions* (SUR) para obter estimatidores mais eficientes, uma vez que espera-se que os erros das regressões reportadas acima sejam correlacionados. A Tabela 9 mostra o resultado deste exercício, confimando que o conteúdo informacional atual presente na curva de juros é útil para prever o consumo futuro.

Com o intuito de associar a taxa de crescimento do consumo com a taxa de crescimento do PIB, o exercício desenvolvido por Campbell e Mankiw (1989) foi replicado para o Brasil. Estimou-se a seguinte regressão pelo método de Variáveis Instrumentais:

$$\Delta \ln c_t = \mu + \lambda \Delta \ln y_t. \tag{20}$$

A Tabela 10 exibe os resultados. Na primeira estimativa, foram utilizados como instrumentos *lags* da taxa de crescimento do consumo, na segunda estimativa utilizou-se *lags* da taxa de crescimento da taxa de juros Selic e, por fim, na terceira utilizou-se *lags* da taxa de crescimento do PIB, do consumo, da taxa de juros Selic e a razão entre consumo e PIB. Em todas as estimativas, foram obtidos valores de λ significativamente diferentes de zero, além de não haver evidências de sobreidenticação nas restrições do modelo.

[1] Neste caso, não utilizamos o *spread* entre a taxa CDI e a taxa Swap DI pré-fixada com pazo de 270 dias pela indisponibilidade da última no site do Banco Central do Brasil.

Tabela 8. Prevendo o crescimento do consumo $k-1$ períodos à frente usando o *spread* da curva de juros.

$$\ln c_{t+k} - \ln c_{t+1} = \alpha + \theta S_t$$

$k-1$ (trimestres)	α		θ		R^2
1	0,007***	(0,002)	0,112*	(0,057)	0,06
2	0,014***	(0,002)	0,134**	(0,056)	0,9
3	0,020***	(0,003)	0,174*	(0,094)	0,06
4	0,027***	(0,004)	0,176**	(0,069)	0,10

Nota: Coeficiente significativo ao nível de *** 1%, ** 5%, * 10%.
Fonte: BACEN e IBGE. Elaboração própria.

Tabela 9. Prevendo o crescimento do consumo $k-1$ períodos à frente usando o *spread* da curva de juros (Método SUR).

$$\ln c_{t+k} - \ln c_{t+1} = \alpha + \theta S_t$$

$k-1$ (trimestres)	α		θ		R^2
1	0,007***	(0,001)	0,086**	(0,036)	0,06
2	0,014***	(0,002)	0,066**	(0,027)	0,06
3	0,021***	(0,003)	0,079**	(0,035)	0,04
4	0,028***	(0,004)	0,048*	(0,028)	0,05

Nota: Coeficiente significativo ao nível de *** 1%, ** 5%, * 10%.
Fonte: BACEN e IBGE. Elaboração própria.

Tabela 10. Teste de proporcionalidade entre consumo e PIB.

$$\Delta \ln c_t = \mu + \lambda \Delta \ln y_t$$

Instrumentos	λ		Teste de sobreidentificação	
$\Delta \ln c_{t-2}, \ldots, \Delta \ln c_{t-4}$	0,81***	(0,19)	0,858	(0,354)
$\Delta \ln i_{t-2}, \ldots, \Delta \ln i_{t-4}$	0,71***	(0,24)	3,515	(0,172)
$\Delta \ln y_{t-2}, \Delta \ln c_{t-3}, \ln\left(c_{t-2}/y_{t-2}\right), \Delta \ln i_{t-4}$	0,86***	(0,19)	5,320	(0,149)

Nota: Coeficiente significativo ao nível de *** 1%, ** 5%, * 10%.
Fonte: BACEN e IBGE. Elaboração própria.

Esses reultados sugerem que a taxa de crescimento do consumo e do PIB, ambas centradas, são proporcionais ao longo do tempo. Logo, é possível estimar (17) para diversos horizontes de tempo. Reescrevendo (17), obtemos:

$$\ln y_{t+k} - \ln y_{t+1} = \alpha' + \theta' S_t + \epsilon'_t, \tag{21}$$

onde

$$\begin{aligned}
\alpha' &= \frac{(k-1)}{\gamma\lambda}\ln\beta + \frac{1}{\gamma\lambda}\left(\frac{\sigma_k^2}{2} - \frac{\sigma_1^2}{2}\right),\\
\theta' &= -\frac{1}{\gamma\lambda},\\
\epsilon'_t &= \frac{1}{\gamma\lambda}(e_{1,t} - e_{k,t}) - \frac{1-\lambda}{\lambda}(\epsilon_{t+2} + \cdots + \epsilon_{t+k}).
\end{aligned}$$

A Tabela 11 exibe os resultados desse exercício. Nota-se que todas as estimativas são significativas, sinalizando que, de fato, o *spread* possui poder preditivo em relação à taxa de crescimento do PIB.

5.2 Resultados do Filtro de Kalman

Uma vez comprovada empiricamente a capacidade preditiva do *spread* dos retornos, propomos a utilização desta variável para a construção do PIB mensal do Brasil a partir do modelo desenvolvido na seção 2.

A Tabela 12 exibe os parâmetros do modelo estimados por meio do filtro de Kalman, os coeficientes das variáveis auxiliares presentes no vetor $\Delta \ln x_t$ e seus respectivos desvios padrão entre parênteses. Para inicializar os parâmetros ϕ, ρ e β, agregamos as variáveis auxiliares da frequência mensal para trimestral e estimamos um MQO de y_t em y_{t-1} e x_t; assim obtemos estimativas iniciais para ϕ e β. Afim de gerar uma estimativa inicial para ρ, regredimos o termo de erro u_t da regressão anterior em u_{t-1}.

Para avaliar a qualidade da interpolação realizada pelo modelo, calculamos uma medida de R^2 proposta por Bernanke et al. (1997):

$$R^2 = \frac{\mathrm{VAR}\left(\Delta\hat{y}^+_{t|T}\right)}{\mathrm{VAR}\left(\Delta\hat{y}^+_{t|T}\right) + \mathrm{VAR}\left(\Delta\hat{u}_{t|T}\right)},$$

onde $\hat{y}^+_{t|T}$ é o nosso PIB mensal, dado todo o conjunto de informação, e $\hat{u}_{t|T}$ é a mesma estimativa para o termo de erro u_t. O R^2 de 0,89 sugere que as variáveis auxiliares utilizadas explicam grande parte da variabilidade da taxa instantânea de crescimento da atividade econômica. Vale ressaltar que pelo fato de termos obtido uma estimativa do parâmetro ρ muito próxima de zero e não significativa, optamos por estimar o modelo com parâmetros $\rho = 0$ e ϕ variável.

O modelo provê estimativas mensais para a taxa instantânea de crescimento mensal da atividade econômica ($\Delta \ln y^+_t$) para qualquer período de tempo no qual tenhamos as variáveis auxiliares disponíveis.

A partir das taxas de crescimento estimadas pelo modelo, construímos um índice mensal para o PIB. A Figura 1 mostra que, dentro da amostra, o PIB mensal construído se aproxima bastante do PIB trimestral divulgado pelo IBGE.

Tabela 11. Prevendo o crescimento do PIB $k-1$ períodos à frente usando o *spread* da curva de juros (Método SUR).

$$\ln y_{t+k} - \ln y_{t+1} = \alpha' + \theta' S_t$$

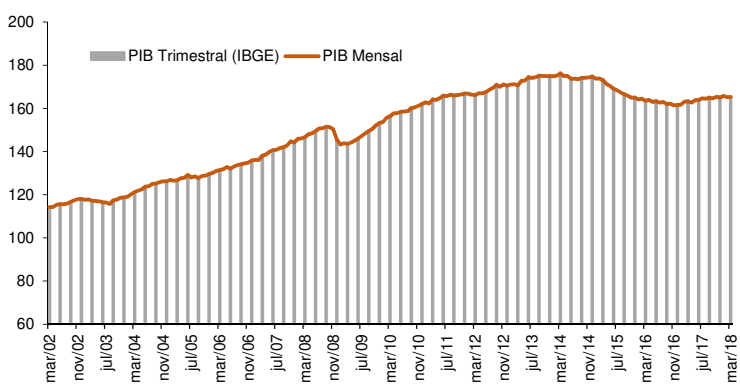
$k-1$ (trimestres)	α'		θ'		R^2
1	0,005***	(0,001)	0,179***	(0,039)	0,12
2	0,010***	(0,002)	0,131***	(0,029)	0,13
3	0,016***	(0,003)	0,126***	(0,040)	0,06
4	0,023***	(0,004)	0,059*	(0,031)	0,07

Nota: Coeficiente significativo ao nível de *** 1%, ** 5%, * 10%.
Fonte: BACEN e IBGE. Elaboração própria.

Tabela 12. Resultados do Filtro de Kalman.

Parâmetro	
ϕ	-0,54 (0,09)
Produção Industrial Mensal	0,38 (0,22)
Vendas Reais no Varejo	0,10 (0,14)
Índice do Emprego Formal	0,28 (0,08)
Produção de Autoveículos	0,01 (0,21)
Índice da Situação Atual	0,29 (0,13)
R^2	0,89

Fonte: IBGE, MTE, Anfavea e FGV. Elaboração própria.



Fonte: IBGE. Elaboração própria.

Figura 1. PIB Mensal e PIB Trimestral (IBGE).

5.3 Previsão Fora da Amostra

O modelo utilizado para a construção do PIB mensal possui uma restrição de que a soma da taxa instantânea de crescimento do PIB mensal nos meses correspondentes ao trimestre deve ser igual a taxa instantânea de crescimento do PIB trimestral, divulgado pelo IBGE. Deste modo, ao trimestralizar o PIB mensal, obtemos uma aderência perfeita dentro da amostra. Nos resta, portanto, avaliar as estimativas do modelo fora da amostra.

Entretanto, devemos ressaltar que a amostra que utilizamos equivale ao último dado do PIB disponibilizado pelo IBGE, isto é, após possíveis revisões terem sido feitas. Sendo assim, não testamos o modelo para a previsão das vintages do PIB, algo que pode ser feito em um trabalho futuro caso esses dados estejam disponíveis.

5.3.1 *Backcast*

O *backcast* da atividade econômica é a previsão do PIB do trimestre passado, mas que ainda não foi divulgado pelo IBGE, o que significa prever um trimestre à frente em relação ao último dado de PIB disponível.

Avaliaremos a acurácia dessas previsões a partir de um exercício de *pseudo-real-time* do primeiro trimestre de 2004 até o primeiro trimestre de 2018, isto é, em cada ponto do tempo são consideradas todas as informações disponíveis até aquele momento e então é feita a estimação do PIB mensal. Esse exercício permite avaliar o quão boas são as estimativas do modelo para o PIB um trimestre à frente (*backcast*).

As figuras 2, 3 e 4 comparam os resultados fora da amostra do PIB mensal trimestralizado com o PIB do IBGE, sendo que a Figura 2 avalia a variação ano contra ano (em relação ao mesmo trimestre do ano anterior), enquanto a Figura 3 exibe a variação trimestral (em relação ao trimestre imediatamente anterior) e a Figura 4 avalia o PIB mensal em nível. Nota-se que foi possível obter uma boa aproximação da taxa de crescimento do PIB um trimestre à frente.

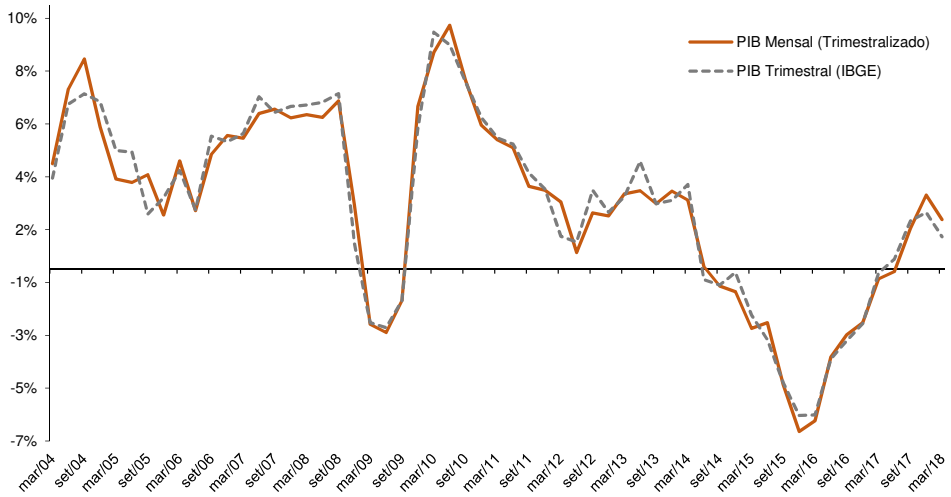
5.3.2 *Nowcast*

O *nowcast* da atividade econômica é a previsão do PIB do trimestre corrente, o que significa prever dois trimestres à frente em relação ao último dado de PIB disponibilizado pelo IBGE. Para isto, utilizaremos a mesma estrutura do modelo de interpolação da seção 2.1, mas fazendo uso apenas de variáveis auxiliares antecedentes em relação ao ciclo de negócios. Utilizaremos estas variáveis com avanço de três meses, conforme já ressaltado na seção 4. A Tabela 13 exibe os parâmetros estimados pelo filtro de Kalman quando utilizamos apenas variáveis auxiliares antecedentes e a medida de R^2, que sugere uma boa qualidade de interpolação.

Realizamos mais um exercício de *pseudo-real-time*, contemplando o período do primeiro trimestre de 2010 até o primeiro trimestre de 2018, mas desta vez nosso objetivo foi avaliar o *nowcast* do PIB mensal construído. A Figura 5 exibe as previsões de *nowcast* do nosso PIB mensal e as realizações do PIB do IBGE, considerando a variação ano contra ano, enquanto a Figura 6 ilustra a variação trimestral.

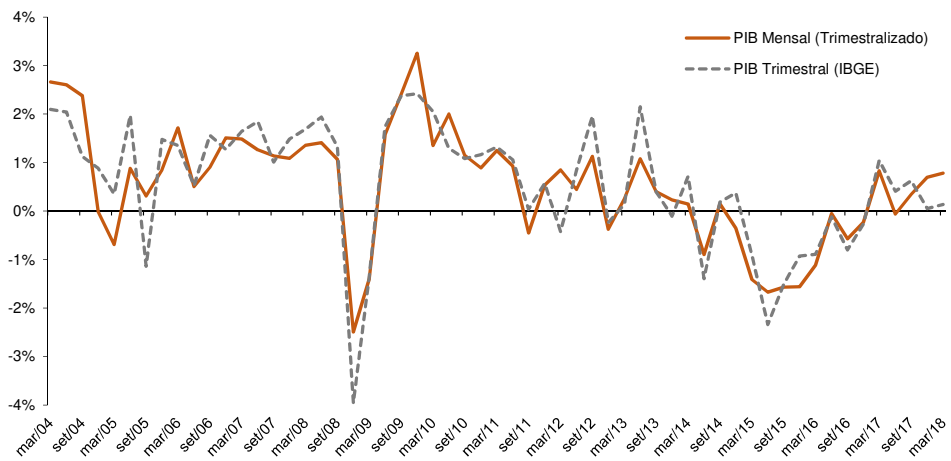
6. Comparação com outros indicadores da atividade econômica

O *backcast* da atividade econômica é a previsão do PIB do trimestre passado. Já o *nowcast* da atividade econômica é a previsão do PIB do trimestre corrente. Apesar dos nomes, ambos



Fonte: IBGE. Elaboração própria.

Figura 2. Estimativa fora da Amostra do *Backcast* do PIB Mensal Trimestralizado e PIB do IBGE (Variação Ano contra Ano).



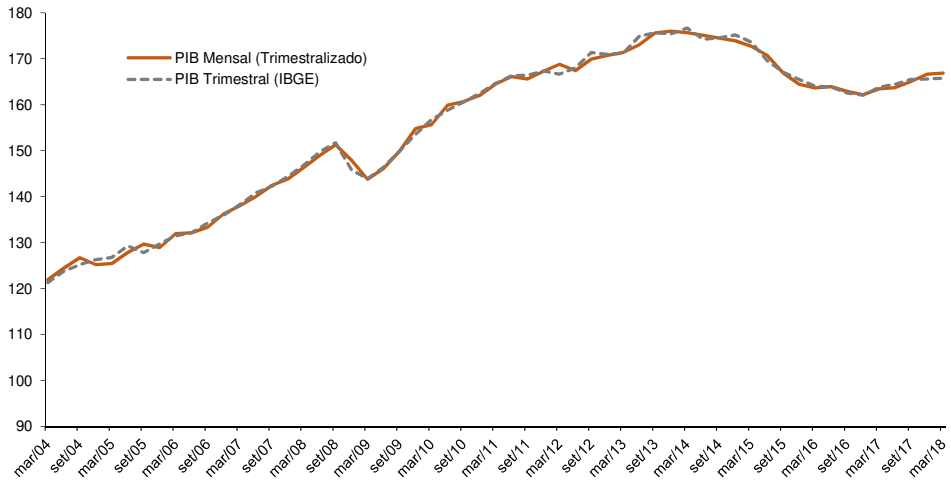
Fonte: IBGE. Elaboração própria.

Figura 3. Estimativa fora da Amostra do *Backcast* do PIB Mensal Trimestralizado e PIB do IBGE (Variação Trimestral).

Tabela 13. Resultados do Filtro de Kalman (*Nowcast*).

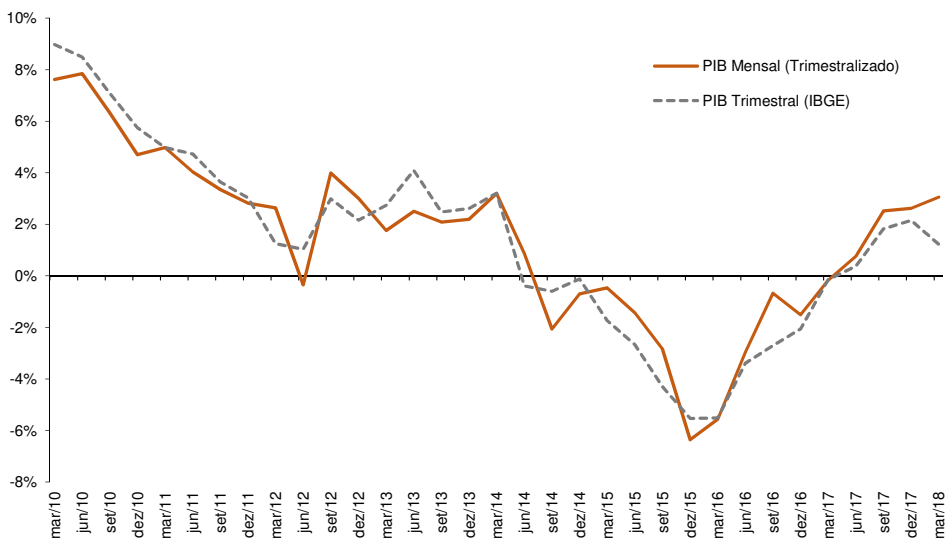
Parâmetro	
ϕ	-0,47 (0,11)
Spread da taxa de juros	0,13 (0,08)
IACE	0,35 (0,13)
ISAC	0,51 (0,15)
R^2	0,82

Fonte: BACEN, FGV e Serasa Experian. Elaboração própria.



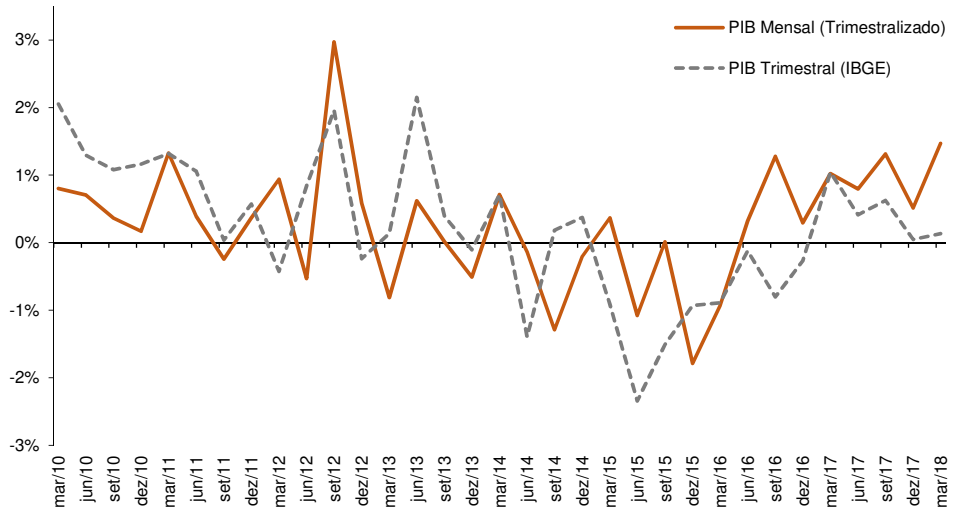
Fonte: IBGE. Elaboração própria.

Figura 4. Estimativa fora da Amostra do *Backcast* do PIB Mensal Trimestralizado e PIB do IBGE (Nível).



Fonte: IBGE. Elaboração própria.

Figura 5. Estimativa fora da Amostra do *Nowcast* do PIB Mensal Trimestralizado e do PIB do IBGE (Variação Ano contra Ano).



Fonte: IBGE. Elaboração própria.

Figura 6. Estimativa fora da Amostra do *Nowcast* do PIB Mensal Trimestralizado e do PIB do IBGE (Variação Trimestral).

são previsões *fora da amostra*, pois o PIB é divulgado com uma defasagem maior do que um trimestre.

Nessa seção, avaliamos se nosso PIB mensal possui vantagens preditivias com relação a outras *proxies* de atividade econômica brasileiras. Um dos indicadores de atividade mais conhecidos no Brasil é o Índice de Atividade Econômica do Banco Central (IBC-Br) (BCB, 2016). Com o auxílio das tabelas de recursos e usos do Sistema de Contas Nacionais do IBGE, o IBC-Br é construído a partir da agregação de variáveis *proxies* para o volume de produção da agropecuária, da indústria, do setor de serviços e o volume de impostos, agregados com pêsos apropriados.

Nosso PIB mensal possui vantagens importantes em relação ao IBC-Br. A primeira delas é o ganho computacional. Enquanto o IBC-Br utiliza dezenas de séries temporais em sua construção, nosso PIB mensal faz uso de apenas seis variáveis econômicas altamente correlacionadas com o PIB. A segunda vantagem está no fato da metodologia do PIB mensal aqui proposto impor uma restrição para que o indicador trimestralizado coincida com o PIB, de modo que o PIB mensal reflita o mesmo comportamento que o PIB do IBGE tanto no curto quanto no longo prazo, por construção. O IBC-Br, por outro lado, não exige que seus ciclos de crescimento sejam sincronizados com os ciclos do PIB. Outra questão é a defasagem de cerca de dois meses na divulgação do IBC-Br representando, portanto, um *backcast* da atividade econômica. Em contrapartida, o modelo na forma espaço de estados permite realizar também o *nowcast* da atividade econômica.

Com o objetivo de realizar uma análise comparativa justa entre esses dois indicadores, iremos contrapor as previsões fora da amostra do *backcast* do nosso PIB mensal com as do IBC-Br, ambos trimestralizados, e compará-las com os resultados oficiais do PIB desde o primeiro trimestre de 2004 até o primeiro trimestre de 2018. A Figura 7 exibe a taxa de crescimento trimestral do IBC-Br, as previsões fora da amostra do *backcast* do PIB mensal construído neste trabalho e a taxa de crescimento trimestral do PIB. Nota-se que as previsões do nosso PIB mensal se aproximam mais do resultado efetivamente registrado pelo PIB.

Enquanto a raíz do erro quadrático médio de previsão (REQM) do nosso indicador é de 0,6%, no caso do IBC-Br chega a 1,3%,como mostra a Tabela 14.

A Fundação Getulio Vargas (FGV) também desenvolveu o chamado Indicador de Atividade Econômica (IAE),[2] um indicador que visa reproduzir o desempenho da atividade brasileira em bases mensais. Assim como o IBC-Br, esse indicador também é divulgado com defasagem de cerca de dois meses, correspondendo a um *backcast* da atividade econômica. A Figura 8 ilustra as previsões fora da amostra do *backcast* do nosso PIB mensal, o IAE e o PIB oficial, todos em variação trimestral.Como mostra a Tabela 14, nosso indicador coincidente também registrou um REQM de previsão menor que o IAE.

Concluímos, portanto, que o PIB mensal aqui elaborado representou uma performance de *backcast* que superou tanto o IBC-Br quanto o IAE usando-se o REQM — a raiz quadrada do erro quadrático médio de previsão. Contudo, gostaríamos de ir além e comparar os erros do *nowcast* do nosso modelo com o erros do *backcast* da atividade feito pelo IAE e pelo IBC-Br, isto é, iremos contrapor os erros de previsão de dois trimestres à frente do nosso PIB mensal com os erros de previsão de um trimestre à frente dos indicadores do Banco Central e da Fundação Getulio Vargas, considerando o período do primeiro trimestre de 2010 até o primeiro trimestre de 2018, período que inclui a nossa maior recessão.

Vale notar que essa compração nos é desfavorável, dado que tanto o IBC-Br quanto o IAE-FGV usam informações mais recentes do que a nossa proxy de PIB mensal. Os resultados desse exercício encontram-se na Tabela 15 e mostram que, mesmo em um exercício onde nosso indicador foi colocado em desvantagem, o resultado da compração ainda nos foi favorável. De fato, nosso modelo tem uma REQM 11,8% menor do que a do IBC-Br no *nowcast* do PIB e uma REQM 5,8% menor do que a do IAE-FGV.

Tabela 14. Análise Comparativa dos Erros de Previsão. Amostra: 2004T1 a 2018T1.

Indicador	Raíz do Erro Quadrático Médio (REQM)
PIB Mensal (*Backcast*)	0,6%
IBC-Br	1,3%
IAE (FGV)	1,1%

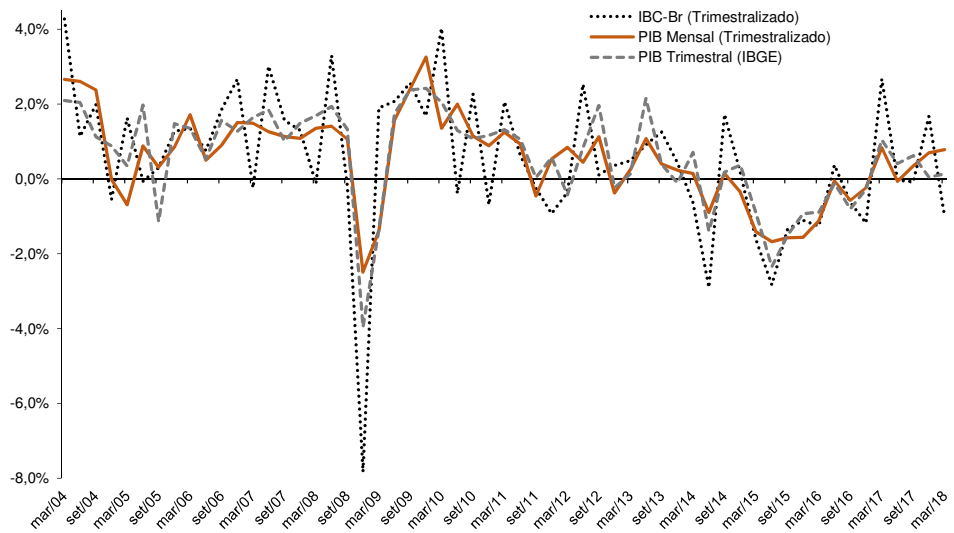
Fonte: BACEN e FGV. Elaboração própria.

Tabela 15. Análise Comparativa dos Erros de Previsão. Amostra: 2010T1 a 2018T1.

Indicador	Raíz do Erro Quadrático Médio (REQM)
PIB Mensal (*Nowcast*)	0,97%
IBC-Br	1,10%
IAE (FGV)	1,03%

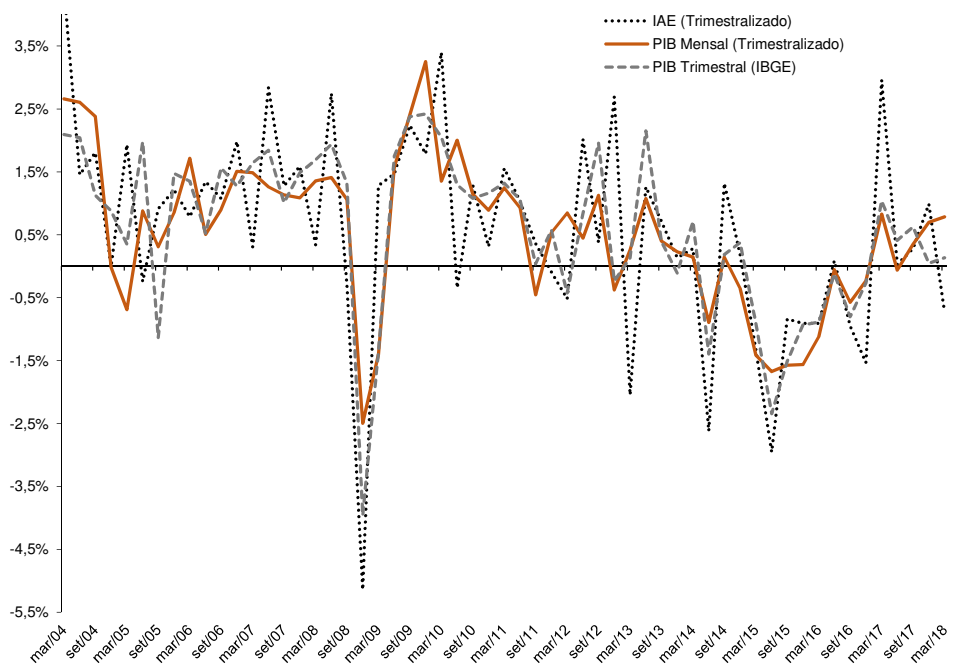
Fonte: BACEN e FGV. Elaboração própria.

[2]O Indicador de Atividade Econômica (IAE) é uma série econômica de uso interno da FGV/IBRE.



Fonte: IBGE e FGV. Elaboração própria.

Figura 7. Previsão fora da Amostra do PIB Mensal, IBC-Br e PIB do IBGE (Variação Trimestral).



Fonte: IBGE e FGV. Elaboração própria.

Figura 8. Previsão fora da Amostra do PIB Mensal, IAE (FGV) e PIB do IBGE (Variação Trimestral).

7. Conclusão

Neste trabalho, desenvolvemos um PIB mensal para a economia brasileira para o período de 2002 a 2018. Nosso indicador foi baseado em um modelo na forma espaço de estados, cuja estimação envolveu a utilização da técnica do filtro de Kalman. O modelo impõe uma disciplina de que a soma da taxa de crescimento instantânea do nosso PIB mensal nos meses correspondentes ao trimestre deve se igualar à taxa de crescimento instantânea trimestral do PIB observado, divulgado pelo IBGE. Essa disciplina imposta pelo modelo e a escolha minuciosa de variáveis altamente correlacionadas com o PIB para compor o modelo de interpolação, permitiu obter resultados satisfatórios nas análises dentro e fora da amostra.

Uma importante variável auxiliar do modelo para realizar o *nowcast* da atividade econômica é o *spread* do retornos, cuja escolha se justificou por meio do modelo estrutural desenvolvido neste trabalho, que se fundamenta na Equação de Apreçamento dos Ativos. O modelo teórico mostrou que a diferença atual dos retornos de ativos com maturidades distintas é útil para prever a atividade econômica futura e esta tese foi confirmada empiricamente. As outras variáveis auxiliares utilizadas foram escolhidas por meio do critério estatístico de alta correlação com o PIB, porém os pesos de cada uma delas foi estimado via máxima verossilhança por meio da aplicação do filtro de Kalman.

Realizamos alguns exercícios para avaliar a acurácia das previsões fora da amostra do modelo e também comparamos com outros indicadores da atividade econômica existentes no Brasil. Os resultados mostraram que o PIB mensal construído neste trabalho registrou erros de previsão, tanto de *backcast* quanto de *nowcast*, menores do que o indicador de atividade econômica do Banco Central, o IBC-Br, e também se mostrou superior ao IAE, indicador mensal da atividade elaborado pela Fundação Getulio Vargas. Portanto, o PIB mensal aqui construído representa uma evolução em relação a outros indicadores de atividade existentes no país.

Referências bibliográficas

Altissimo, F., Cristadoro, R., Forni, M., Lippi, M., & Veronese, G. (2010). New Eurocoin: Tracking economic growth in real time. *The Review of Economics and Statistics*, *92*(4), 1024–1034. http://dx.doi.org/10.1162/REST_a_00045

Andreou, E., Ghysels, E., & Kourtellos, A. (2013). Should macroeconomic forecasters use daily financial data and how? *Journal of Business & Economic Statistics*, *31*(2), 240–251. http://dx.doi.org/10.1080/07350015.2013.767199

Aruoba, S. B., Diebold, F. X., & Scotti, C. (2009). Real-time measurement of business conditions. *Journal of Business & Economic Statistics*, *27*(4), 417–427.

BCB — Banco Central do Brasil. (2016). Índice de Atividade Econômica do Banco Central (IBC-Br): revisão metodológica. *Relatório de Inflação*, *18*(1), 23–27. https://www.bcb.gov.br/htms/relinf/port/2016/03/ri201603P.pdf

Bernanke, B. S., Gertler, M., & Watson, M. (1997). Systematic monetary policy and the effects of oil price shocks. *Brookings Papers on Economic Activity*, *1997*(1), 91–157. https://www.brookings.edu/bpea-articles/systematic-monetary-policy-and-the-effects-of-oil-price-shocks

Burns, A. F., & Mitchell, W. C. (1946). *Measuring business cycles* [NBER Book Series Studies in Business Cycles]. National Bureau of Economic Research (NBER). https://www.nber.org/books/burn46-1

Campbell, J. Y., & Mankiw, N. G. (1989). Consumption, income, and interest rates: Reinterpreting the time series evidence. *In* O. J. Blanchard & S. Fischer (Orgs.), *NBER macroeconomics annual 1989, volume 4* (pp. 185–245). https://www.nber.org/chapters/c10965

Cardoso, E. A. (1980, novembro). *Uma equação para a demanda de moeda no Brasil* (Texto para Discussão Interna Nº 31). Brasília, DF: Instituto de Planejamento Econômico e Social (IPEA). http://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/TDs/td_0031.pdf

Castro, A. M. d., & Issler, J. V. (2016). Consumption–wealth ratio and expected stock returns: Evidence from panel data on G7 countries. *Revista Brasileira de Economia*, *70*(4), 419–440. http://dx.doi.org/10.5935/0034-7140.20160022

Cochrane, J. H. (2002). *Asset pricing*. Princeton University Press.

Cuche, N. A., & Hess, M. K. (2000). Estimating monthly GDP in a general Kalman filter framework: Evidence from Switzerland. *Economic and Financial Modelling*, *7*(4), 153-194. http://cuche.net/download/pdf/papers/monthlygdpefm.pdf

Duarte, A. J. M., Issler, J. V., & Spacov, A. (2004). Indicadores coincidentes de atividade econômica e uma cronologia de recessões para o Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, *34*(1). http://repositorio.ipea.gov.br/handle/11058/4635

Estrella, A., & Hardouvelis, G. A. (1991). The term structure as a predictor of real economic activity. *The Journal of Finance*, *46*(2), 555–576. http://dx.doi.org/10.1111/j.1540-6261.1991.tb02674.x

Estrella, A., & Mishkin, F. S. (1997). The predictive power of the term structure of interest rates in Europe and the United States: Implications for the European Central Bank. *European Economic Review*, *41*(7), 1375–1401. http://dx.doi.org/10.1016/S0014-2921(96)00050-5

Estrella, A., & Mishkin, F. S. (1998). Predicting U.S. recessions: Financial variables as leading indicators. *Review of Economics and Statistics*, *80*(1), 45–61. http://dx.doi.org/10.1162/003465398557320

Ferrara, L., & Marsilli, C. (2013). Financial variables as leading indicators of GDP growth: Evidence from a MIDAS approach during the Great Recession. *Applied Economics Letters*, *20*(3), 233–237. http://dx.doi.org/10.1080/13504851.2012.689099

Guillén, O. T., Hecq, A., Issler, J. V., & Saraiva, D. (2015). Forecasting multivariate time series under present-value model short- and long-run co-movement restrictions. *International Journal of Forecasting*, *31*(3), 862–875. http://dx.doi.org/10.1016/j.ijforecast.2015.02.002

Hamilton, J. D. (1994). *Time series analysis* (Vol. 2). Princeton University Press.

Hamilton, J. D., & Kim, D. H. (2002). A re-examination of the predictability of the yield spread for real economic activity. *Journal of Money, Credit and Banking*, *34*(2), 340–360. https://www.jstor.org/stable/3270691

Hansen, L. P., & Singleton, K. J. (1983). Stochastic consumption, risk aversion, and the temporal behavior of asset returns. *Journal of Political Economy*, *91*(2), 249–265. https://www.jstor.org/stable/1832056

Harvey, A. C. (1981). *Time series models*. Oxford: Philip Allan.

Harvey, A. C. (1990). *Forecasting, structural time series models and the Kalman filter*. Cambridge University Press.

Haubrich, J. G., & Dombrosky, A. M. (1996). Predicting real growth using the yield curve. *Federal Reserve Bank of Cleveland, Economic Review*, *32*(1), 26–35. https://www.clevelandfed.org/newsroom-and-events/publications/discontinued-publications/economic-review/1996-economic-review/er-1996q1-predicting-real-growth-using-the-yield-curve.aspx

Issler, J. V., & Notini, H. H. (2016). Estimating Brazilian monthly GDP: A state-space approach. *Revista Brasileira de Economia*, *70*(1), 41–59. http://dx.doi.org/10.5935/0034-7140.20160003

Issler, J. V., Notini, H. H., Rodrigues, C. F., & Soares, A. F. (2013). Constructing coincident indices of economic activity for the Latin American economy. *Revista Brasileira de Economia*, *67*(1), 67–96. http://dx.doi.org/10.1590/S0034-71402013000100004

Issler, J. V., & Vahid, F. (2001). Common cycles and the importance of transitory shocks to macroeconomic aggregates. *Journal of Monetary Economics*, *47*(3), 449–475. http://dx.doi.org/10.1016/S0304-3932(01)00052-6

Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, *59*(6), 1551–1580. http://dx.doi.org/10.2307/2938278

Liu, H., & Hall, S. G. (2001). Creating high-frequency national accounts with state-space modelling: A Monte Carlo experiment. *Journal of Forecasting*, *20*(6), 441–449. http://dx.doi.org/10.1002/for.810

Mariano, R. S., & Murasawa, Y. (2003). A new coincident index of business cycles based on monthly and quarterly series. *Journal of Applied Econometrics*, *18*(4), 427–443. http://dx.doi.org/10.1002/jae.695

Mönch, E., & Uhlig, H. (2005). Towards a monthly business cycle chronology for the Euro area. *Journal of Business Cycle Measurement and Analysis*, *2*(1). http://dx.doi.org/10.1787/jbcma-2005-5km7v183t48r

Stock, J. H., & Watson, M. W. (1989). New indexes of coincident and leading economic indicators. *In* O. J. Blanchard & S. Fischer (Orgs.), *NBER macroeconomics annual 1989, volume 4* (pp. 351–394). https://www.nber.org/chapters/c10968

Stock, J. H., & Watson, M. W. (1993). A procedure for predicting recessions with leading indicators: Econometric issues and recent experience. *In* J. H. Stock & M. W. Watson (Orgs.), *Business cycles, indicators and forecasting* (pp. 95–156). University of Chicago Press.

r b e
REVISTA BRASILEIRA DE ECONOMIA
DOI 10.5935/0034-7140.20190004
ISSN 1806-9134 (online)
FGV
FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS

Análise do Impacto das Políticas de (Des)Oneração da Folha de Pagamento na Economia Brasileira*

Alexandre Alves Porsse†
Terciane Sabadini Carvalho†

Sumário

1. Introdução 77
2. Impactos de políticas sobre a folha de pagamentos: Revisão da literatura 79
3. Histórico da política de (des)oneração da folha de pagamento 80
4. O modelo EGC dinâmico 82
5. Estratégia de simulação 84
6. Resultados 86
7. Conclusões 93

Palavras-chave
Desoneração da folha de pagamento, modelo EGC, impacto econômico

JEL Codes
C68, D58, F19

Resumo · Abstract

In 2012 the Brazilian Federal Government adopted a payroll tax exemption, but in 2015 such policy was reviewed and changed by removing part of the exemption. The goal is to evaluate the economic impacts of these policies using a computable dynamic and multisectoral general equilibrium model developed for the Brazilian economy. The results show that the exemption policy would imply a cumulative growth impact of 0,34% in GDP, while the new policy leads to a cumulative growth impact –0,37%. This result is explained by the sectoral distortions resulting from the changes in the exemption policy which increases the cost of payroll in capital-intensive sectors as well as in their production cost of these goods, leading to reductions in the aggregated investment rate.

1. Introdução

Após a crise financeira internacional de 2008/2009, diversos governos nacionais implementaram políticas anticíclicas para estimular a economia e recuperar o crescimento do produto e do emprego. No Brasil, considerando o campo das políticas tributárias, o Governo Federal atuou principalmente por meio de dois instrumentos de incentivo: a desoneração do IPI e da folha de pagamento.

Neste estudo, o interesse é avaliar os impactos econômicos referentes a política de desoneração da folha de pagamento que foi instituída em 2011 (Medida Provisória Nº 540/2011 e Lei Nº 12.546/2011) e ampliada nos anos seguintes em termos de abrangência setorial, assim como analisar os impactos da revisão desta política, realizada em 2015 pelo Governo Federal, quando encaminhou novo projeto de lei ao Congresso Nacional estabelecendo uma reoneração da folha de pagamento (Lei Nº 12.780/2015). Nesse contexto, o objetivo do presente estudo é avaliar os impactos das mudanças na tributação da folha de pagamento

*O desenvolvimento desta pesquisa contou com o apoio do Programa PGPSE/CAPES (Auxílio Nº 0349/2016).

†Universidade Federal do Paraná, Departamento de Economia, Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico (UFPR/PPGDE). Av. Prefeito Lothário Meissner 632, Térreo, Jd. Botânico, Curitiba, PR, CEP 80210-170, Brasil.

tersabadini@gmail.com porsse@gmail.com

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

Recebido em 20 de outubro de 2017
Aceitação final em 10 de setembro de 2018

considerando tanto a política de desoneração como as alterações no âmbito da política de reoneração.

A desoneração da contribuição patronal sobre a folha de pagamentos está na pauta de discussão previdenciária há vários anos (Ansiliero et al., 2008). De acordo com a Confederação Nacional da Indústria (CNI, 2014), a competitividade da indústria brasileira depende dos custos do trabalho e da produtividade. A regulação das relações de trabalho tem papel fundamental já que afeta diretamente os custos de mão de obra e seus níveis de produtividade. Em muitas circunstâncias, um sistema normativo rígido e burocrático pode levar a um aumento desses custos e obstruir os ganhos de produtividade, afetando o desempenho dos trabalhadores e das empresas. Além disso, a carga fiscal sobre o trabalho no país é elevada e comparações internacionais mostram que os gastos previdenciários e outros tributos relacionados ao trabalho têm, no Brasil, um peso maior que em outros países como México e Argentina, por exemplo.

No Brasil, o mercado de trabalho tem o desafio de tornar-se mais competitivo num ambiente globalizado. Segundo Bitencourt e Teixeira (2008), as maiores dificuldades para que o trabalho se torne mais eficiente estão relacionadas aos altos encargos sociais e também com o aumento da população economicamente ativa, sem a contrapartida de geração de novos postos de trabalho. Desse modo, a questão da desoneração da folha de pagamentos é considerada como uma das soluções para tentar aumentar a produtividade da economia. Neste contexto, Souza, Cardoso, e Domingues (2016) analisaram os impactos econômicos da desoneração da folha de pagamentos instituída em 2011 usando um modelo de equilíbrio geral computável estático. Os autores concluíram que embora a desoneração tenha impactado positivamente o PIB, o consumo e o emprego no longo prazo, a abrangência setorial da política é de extrema relevância para sua eficácia. Cabe mencionar que o estudo de Souza et al. (2016) considerou um choque de criação de um imposto de importação na simulação da política de desoneração da folha de pagamentos. Entretanto, nosso estudo busca avaliar somente os efeitos econômicos da política de desoneração da folha de pagamentos, buscando avaliar em que medida os efeitos da legislação inicial podem ser alterados com a adoção das mudanças previstas na nova legislação.

A estratégia metodológica aqui usada baseia-se em um modelo de equilíbrio geral computável (EGC) dinâmico, possuindo algumas similaridades e diferenças importantes em relação ao modelo usado por Souza et al. (2016). Ambos os modelos são multisetoriais, foram inicialmente calibrados para o ano-base 2007 e compartilham aspectos comuns de especificação teórica na medida em que seguem a tradição australiana de modelagem EGC (Dixon & Rimmer, 2001). Contudo, diferentemente de Souza et al. (2016), adotamos uma especificação dinâmica que permite reconhecer a alocação intertemporal do capital e os mecanismos de ajuste no mercado de trabalho. Considerando que deve haver um gap temporal na implantação das duas políticas, a especificação dinâmica se mostra superior a estática, sendo mais adequada para avaliar os impactos sobre os agregados econômicos. Além disso, atualizamos o banco de dados do modelo EGC dinâmico entre 2007 e 2012, aproximando a base de comparação para o ano de efetividade da política inicial de desoneração da folha de pagamentos. Por fim, o fator trabalho do modelo EGC dinâmico foi desagregado em grupos de renda, possibilitando avaliar os efeitos distributivos das mudanças na política.

Convém observar que, muitas vezes, as decisões de mudança de políticas são tomadas sem uma análise ampla e consistente sobre seus efeitos. Em geral, essas decisões são baseadas em indicadores estáticos sobre a representatividade de cada setor econômico, sua carga tributária e suas relações intersetoriais. Isso corresponde a uma capacidade de avaliação

limitada das mudanças de política, geralmente considerando apenas os efeitos de primeira ordem da política tributária (Domingues & Haddad, 2003). Contudo, ao afetar os preços relativos, essas políticas possuem efeitos de segunda ordem relacionados com os ajustamentos das decisões dos agentes econômicos pós-política. Tais efeitos raramente são avaliados na tomada de decisão, mas podem ser investigados por meio de exercícios de simulação, tal como proposto neste estudo. Nesse sentido, este estudo contribui para subsidiar o processo de decisão no contexto das políticas de incentivo tributário.

O artigo está organizado em sete seções, incluindo esta introdução. A seção 2 faz uma revisão da literatura resumindo os principais estudos que buscaram avaliar os efeitos das políticas sobre a folha de pagamento no Brasil. A seção 3 expõe um breve histórico sobre as políticas de interesse no presente estudo. A seção 4 apresenta as principais características do modelo EGC dinâmico utilizado para simular os impactos das políticas. A seção 5 descreve as estratégias adotadas para as simulações, discutindo os cenários de fechamento do modelo EGC e a calibragem dos choques. A seção 6 apresenta e analisa os resultados, sendo que os encaminhamentos conclusivos são apresentados na seção 7.

2. Impactos de políticas sobre a folha de pagamentos: Revisão da literatura

A discussão sobre alternativas de estímulo à geração de empregos com finalidade de promover o desenvolvimento e crescimento econômico normalmente também é pautada em medidas de desoneração da folha de pagamentos como forma de reduzir o custo de contratação de mão de obra pelas empresas e flexibilizar as relações de trabalho (Bitencourt & Teixeira, 2008). Paes (2012) afirma ainda que a situação se torna ainda mais relevante para a indústria, que está mais exposta à competição externa. Segundo o autor, os setores intensivos em mão de obra precisam competir com empresas indianas e chinesas que tem um custo do trabalho bem inferior ao brasileiro. Dentro desta temática, diversos autores tentaram avaliar os impactos de uma política de desoneração da folha de pagamento sobre a economia brasileira.

Bitencourt e Teixeira (2008) investigaram os impactos da redução dos encargos sociais sobre indicadores macroeconômicos, tais como emprego, investimento, capital e salários, usando um modelo de equilíbrio geral aplicado multissetorial. Os autores simularam seis cenários distintos com redução de encargos sociais e trabalhistas e chegaram à conclusão que uma redução de 45% seria suficiente para gerar outros postos de trabalho. Seus resultados reafirmam que a maior competitividade no mercado internacional, assim como a dinamização do emprego do mercado interno, via geração de emprego e renda, poderia ser alcançada por meio de forte redução de encargos sociais. Contudo, isso implicaria em uma perda de receita para o governo.

Ansiliero et al. (2008) avaliaram os impactos de curto prazo sobre a arrecadação da desoneração da folha de pagamentos de acordo com diferentes cenários para o ano de 2006. Um dos objetivos do estudo foi apontar o que seria preciso ocorrer com a massa salarial para compensar a perda de arrecadação. Dentre os resultados encontrados, observou-se a necessidade de um crescimento exponencial da massa salarial para crescentes cortes da contribuição patronal (em pontos percentuais). Desse modo, para uma redução da contribuição patronal sobre a folha de pagamento de 20% para 15% e 10%, haveria a necessidade de um aumento da massa salarial da ordem de 21,5% e 54%, respectivamente, para que o patamar de arrecadação se mantivesse o mesmo.

Utilizando uma variante do modelo neoclássico de crescimento recursivo dinâmico, Pereira e Ferreira (2010) simularam uma reforma tributária incluindo a desoneração da folha de pagamentos, a redução da cumulatividade com introdução do IVA-F e a desoneração dos investimentos com a redução do prazo de restituição de créditos de ICMS. A proposta de reforma tributária analisada pelos autores provocaria um aumento médio de 1,2% no crescimento do produto nos oito anos seguintes após sua implementação e um ganho de longo prazo de 14%. Além disso, a reforma proporcionaria um elevado salto dos investimentos agregados na economia.

Paes (2011) utilizou um modelo de equilíbrio geral contemplando 55 setores do lado produtivo da economia para analisar a proposta de reforma tributária proposta pela PEC 233/2008. Nesta proposta, haveria diminuição da tributação sobre a folha de pagamentos e bens essenciais, desoneração dos investimentos e unificação de tributos federais. Os resultados encontrados sugeriram uma pequena expansão no produto, consumo, emprego e investimento. Contudo, os resultados setoriais se apresentaram bastante heterogêneos com ganhos substanciais nos setores industriais e agropecuário em detrimento do setor de serviços.

Domingues et al. (2012) projetaram os efeitos de um corte permanente de 50% na carga tributária sobre a folha de salários da indústria usando um modelo de equilíbrio geral computável dinâmico para a economia brasileira. Além disso, este estudo simulou a desoneração em conjunto com uma política de redução do consumo do governo para que sua situação fiscal não fosse alterada. Os resultados mostraram que a desoneração seria positiva para a economia mesmo com este ajuste de gastos e que indústrias de bens de capital e intermediários seriam as mais beneficiadas.

Alguns estudos mais recentes também visaram analisar os efeitos das mudanças proporcionadas pela Medida Provisória no 540/2011. No trabalho de Paes (2012), por exemplo, foram estimados os efeitos da alteração da incidência da contribuição previdenciária patronal de alguns setores utilizando um modelo de equilíbrio geral neoclássico. Além disso, o autor considerou uma elevação de 20% nas alíquotas da COFINS para que a neutralidade arrecadatória fosse mantida. Seus resultados mostram um forte crescimento industrial do produto e do emprego, com pequenas reduções para agricultura e serviços. Do lado macroeconômico, a política não teria efeitos significativos sobre o produto, consumo, arrecadação e investimento, mas somente sobre o emprego. Souza et al. (2016) avaliaram os impactos desta política de desoneração instituída a partir de 2011 usando um modelo de equilíbrio geral computável estático. Dentre os resultados encontrados, verificou-se que a política promoveria o crescimento do PIB, do consumo das famílias e do emprego em um cenário de longo prazo e que a abrangência setorial é importante para sua eficácia.

3. Histórico da política de (des)oneração da folha de pagamento

A desoneração da folha de pagamento foi instituída por meio da Medida Provisória Nº 540 de 2 de agosto de 2011, sendo depois transformada na Lei Nº 12.546 de 4 de dezembro de 2011. Essa política fez parte de um cardápio mais amplo de ações do Governo Federal para estimular a economia no contexto pós-crise de 2008/2009, estabelecendo uma mudança na forma de recolhimento da contribuição patronal incidente sobre a folha de salários de alguns setores. Essa mudança consistiu em uma substituição, parcial ou total, da alíquota patronal de 20% incidente sobre a folha de pagamento para uma alíquota de 1% a 2% incidente sobre

o faturamento ou vendas por meio da criação da chamada Contribuição Patronal sobre a Receita Bruta (CPRP).

Conforme o Ministério da Fazenda (2015), tal política representou uma renúncia tributária na medida em que as alíquotas da CPRP foram definidas em patamar inferior àquele necessário para manter neutra a arrecadação em relação a forma de recolhimento anterior, incidente sobre a folha de pagamento. Em 2011, a Lei abrangia poucos setores tais como: atividades de tecnologia da informação, call center, indústria de couro, calçados e setor têxtil. Contudo, houve uma grande ampliação dos setores beneficiados em 2014, por meio da Medida Provisória Nº 651/2014 e da Lei Nº 13.043/2014. Como resultado, o número de contribuintes afetados pela política cresceu expressivamente, assim como o valor da renúncia tributária. Segundo dados do Ministério da Fazenda, o valor da renúncia aumentou de R$3,6 bilhões em 2012 para um valor estimado de R$25,2 bilhões em 2015, representando um crescimento de aproximadamente 597,2%. Já o número de contribuintes aumentou de 16,3 mil para 89,8 mil nesse mesmo período, representando um incremento de 449,3%. Essas variações demonstram a expansão significativa da abrangência da política de desoneração da folha de pagamento.

Passados três anos de implementação e ampliação da política, o Ministério da Fazenda (MF, 2015) revisou os fundamentos da política, concluindo que a mesma produzia distorções porque nem todos os setores foram contemplados pela Lei, a distribuição da desoneração foi discrepante entre os setores e a política beneficiaria mais os setores intensivos em mão de obra em detrimento dos setores mais intensivos em capital. Em resumo, o conjunto de distorções elencados pelo Ministério da Fazenda compreendem: diluição do vínculo entre contribuições e benefícios da Previdência Social; aumento da regressividade do sistema tributário; criação de novo "imposto em cascata"; distorção causada pelo nível de alíquotas adotado; custo administrativo da medida.

Buscando mitigar essas distorções, o Governo Federal submeteu ao Congresso o Projeto de Lei Nº 863 em 20 de março de 2015, alterando as regras da política. O novo projeto estabeleceu um aumento das alíquotas da CPRP de 1% para 2,5% e de 2% para 4,5% nos respectivos setores enquadrados em cada alíquota conforme a legislação anterior. Adicionalmente, o projeto tornou opcional a escolha do regime de contribuição patronal das empresas. Caso não fosse vantajoso fazer o recolhimento por meio da CPRP, a empresa poderia optar pelo sistema de contribuição tradicional, ou seja, alíquota incidente sobre a folha de pagamento.

O efeito prático do Projeto de Lei foi a redução do nível de renúncia da política vigente até então, promovendo uma reoneração sobre a contribuição patronal das empresas. De acordo com as estimativas do próprio Ministério da Fazenda (MF, 2015), as mudanças nas alíquotas poderiam gerar ganhadores ou perdedores para os contribuintes setoriais. Considerando as estimativas realizadas para 2015, a renúncia global da política de desoneração nos moldes vigentes seria de R$25,2 bilhões. O referido projeto de Lei foi aprovado e transformado na Lei Nº 13.161 em agosto de 2015. Como resultado, todos os setores apresentam algum grau de oneração em relação a política anterior, sendo que alguns setores antes beneficiados com significativa renúncia passaram a ter aumento na carga de tributação.[1]

[1]Mais detalhes sobre as estimativas setoriais das renúncias podem ser obtidos em MF (2015). Alternativamente, a seguir, apresenta-se na Tabela 2 o efeito das políticas de (des)oneração sobre o custo do trabalho por setor econômico.

4. O modelo EGC dinâmico

O modelo EGC dinâmico desenvolvido para as simulações neste estudo denomina-se ORANIGBR, sendo um modelo de equilíbrio geral computável desenvolvido para a economia brasileira que segue estrutura teórica do modelo australiano ORANI-G (Horridge, 2000/2014). Esses modelos são especificados na forma de um sistema linearizado segundo a abordagem de Johansen (1960), onde os resultados representam variações percentuais em relação a solução de equilíbrio inicial. O modelo ORANIGBR foi calibrado inicialmente com dados de 2007 das contas nacionais e da matriz de insumo-produto e seu banco de dados foi atualizado para 2012. Além disso, foi introduzido um módulo de dinâmica recursiva que permite a implementação de simulações em que o estoque de capital se acumula ao longo do tempo, assim como o mercado de trabalho apresenta certa inércia no ajuste de salários e emprego.

O modelo apresenta 56 setores e 56 produtos, cinco componentes da demanda final (consumo das famílias, consumo do governo, investimento, exportações e estoques), dois elementos de fatores primários (capital e trabalho) e dois setores de margens (comércio e transporte). O modelo conta também com uma desagregação do trabalho em oito classes de renda: até ½ Salário Mínimo (SM); de ½ SM até 1 SM; de 1 SM até 2 SM; de 2 SM até 3 SM; de 3 SM até 5 SM; de 5 SM até 10 SM; de 10 SM até 20 SM; mais de 20 SM. Esses diferentes tipos de trabalho compõem o conjunto de fatores produtivos da função de produção e são combinados em um composto do fator trabalho usando uma especificação CES.

O desenvolvimento do modelo compreende a calibragem do banco de dados, cujos valores monetários definem a solução inicial de equilíbrio, a especificação teórica do comportamento dos agentes econômicos e os coeficientes e parâmetros das equações da estrutura teórica. Seguindo a estrutura teórica do modelo ORANI-G, o comportamento de otimização dos agentes é definido tal como em uma economia com regime de competição perfeita.

O ORANIGBR é composto por blocos de equações que determinam relações de demanda e oferta, de acordo com hipóteses de otimização e condições de equilíbrio de mercado. Além disso, vários agregados nacionais são definidos nesses blocos, como nível de emprego agregado, PIB, saldo comercial e índices de preços. Os setores produtivos minimizam os custos de produção sujeitos a uma tecnologia de retornos constantes de escala em que as combinações de insumos intermediários e fator primário (agregado) são determinados por coeficientes fixos (Leontief). Há substituição via preços entre produtos domésticos e importados na composição dos insumos via função de elasticidade de substituição constante (CES). Uma especificação CES também controla a alocação do composto doméstico entre as diversas regiões. Também ocorre substituição entre capital e trabalho na composição dos fatores primários por meio de funções CES.

No modelo, há uma família representativa que consome bens domésticos e bens importados. A escolha entre bens domésticos e importados (de outros países) é realizada por uma especificação CES seguindo a hipótese de Armington, pela qual admite-se substituição imperfeita entre bens de diferentes origens. O tratamento da demanda das famílias é baseado num sistema combinado de preferências CES/Klein–Rubin. Assim, a utilidade derivada do consumo é maximizada segundo essa função de utilidade. Essa especificação dá origem ao sistema linear de gastos (LES), no qual a participação do gasto acima do nível de subsistência, para cada bem, representa uma proporção constante do gasto total de subsistência de cada família.

O consumo do governo pode ser tratado de forma exógena ou endógena conforme a regra de solvência fiscal. A demanda por exportações é definida de forma usual, ou seja, como uma função decrescente do preço efetivo dos bens de exportações dada a elasticidade de exportação. Por sua vez, a variação de estoques acompanha o nível de produção dos setores, sendo também possível tratá-la como exógena.

O modelo opera com equilíbrio de mercado para todos os bens, tanto domésticos quanto importados, assim como no mercado de fatores (capital e trabalho). Os preços de compra para cada um dos grupos de uso (produtores, investidores, famílias, exportadores e governo) são a soma dos valores básicos e dos impostos sobre vendas (diretos e indiretos) e margens (de comércio e transporte). Impostos sobre vendas são tratados como taxas ad-valorem sobre os fluxos básicos. As demandas por margens (transporte e comércio) são proporcionais aos fluxos de bens aos quais as margens estão conectadas. A estrutura de produção considera que cada indústria pode produzir vários produtos (produção secundária), utilizando os insumos (domésticos e importados) e os fatores produtivos (capital e trabalho).

O modelo também possui um módulo de finanças públicas integrado com o sistema econômico. Esse módulo compreende contas de receita e despesa e seu fechamento pode ser definido com bastante flexibilidade. No curto prazo, geralmente assume-se uma regra de solvência fiscal pela qual o déficit público é endógeno e acomoda as variações nas receitas ou despesas conforme o cenário de política. No longo prazo, a regra de solvência fiscal geralmente assume que o déficit público é exógeno, de modo que o equilíbrio orçamentário deve ser estabelecido por ajustes nos impostos ou nas despesas. Também é usual assumir, no longo prazo, que o consumo do governo acompanha o consumo privado, mantendo-se a relação entre eles constante, de modo que o equilíbrio fiscal é garantido pelo ajustamento nos impostos. No presente estudo, adotamos esse fechamento fiscal, seguindo a mesma especificação usada por Souza et al. (2016).

A especificação de dinâmica recursiva do modelo considera que o investimento e o estoque de capital seguem mecanismos de acumulação e de deslocamento intersetorial a partir de regras pré-estabelecidas, associadas a taxas de depreciação e de retorno. Desse modo, uma das modificações para tornar o ORANIGBR dinâmico é ligar os fluxos de investimentos anuais aos estoques de capital. O mercado de trabalho também apresenta um elemento de ajuste intertemporal, que envolve variáveis como o salário real, emprego atual e emprego tendencial.

Conforme Dixon, Parmenter, e Rimmer (2000), em cada ano de simulação, assume-se que as taxas de crescimento do capital da indústria j (e dessa forma, os níveis de investimento) são determinadas pela disposição dos investidores em fornecer fundos à indústria j frente aos aumentos na taxa de retorno esperada em j e os prováveis distúrbios da sua taxa de retorno são limitados gradualmente. Em outras palavras, admite-se que o crescimento do capital de j no ano t é limitado pelas percepções de risco do investidor, ao invés dos custos de instalação crescentes — via seus efeitos nos custos unitários da construção e outras indústrias fornecedoras de capital. Basicamente a taxa de crescimento do capital na indústria j no ano t só será maior que sua taxa normal (estado estacionário do crescimento de capital) à medida que a taxa de retorno esperada pelos investidores for superior a taxa de retorno normal (Dixon et al., 2000).

É importante salientar que na modelagem de EGC em dinâmica recursiva há um amortecimento das respostas do investimento, uma vez que o custo de uma unidade extra de capital instalado na indústria j no ano t é uma função crescente do investimento da indústria j durante o ano t. Na maioria das firmas, os custos por unidade de serviços

de construção e outros insumos para criação de capital são fracamente dependentes das variações no próprio investimento da firma (Dixon & Rimmer, 2001).

O mercado de trabalho, por sua vez, apresenta um elemento de ajuste intertemporal, que envolve variáveis como o salário real, emprego atual e emprego tendencial. No seu mecanismo de ajuste, quando o nível de emprego exceder o emprego tendencial da economia, o salário real aumenta. Dessa maneira, visto que existe uma relação negativa entre emprego e salário real no mercado de trabalho, o aumento do salário real ajustará o nível de emprego em períodos posteriores até convergir para o nível tendencial.

5. Estratégia de simulação

Para simular o impacto das políticas é preciso aplicar dois procedimentos. O primeiro consiste em definir hipóteses sobre o comportamento das variáveis macroeconômicas num cenário base, que será referencial para comparar com a simulação de política. Assim, os efeitos de política representam desvios em relação ao cenário base. O segundo procedimento consiste em calibrar os choques de acordo com as políticas de interesse, no caso a desoneração e a reoneração da folha de pagamentos. A seguir são apresentados os tratamentos definidos para cada um desses procedimentos.

5.1 Fechamentos de simulação: cenário base e cenário de política

O fechamento do modelo envolve a determinação dos conjuntos de variáveis endógenas e exógenas das simulações realizadas. Este fechamento representa as hipóteses sobre o funcionamento da economia e seus ajustamentos e choques (políticas). O ORANIGBR é um modelo dinâmico e permite a acumulação do capital ao longo do tempo e ajustes no mercado de trabalho. Os dois fechamentos utilizados para as simulações de dinâmica recursiva são i) o fechamento do Cenário Base e ii) o fechamento de Política.

Nos dois fechamentos, assume-se que o consumo das famílias segue a renda nominal nacional e o que os gastos do governo segue a renda das famílias. Além disso, a participação do saldo balança comercial nominal sobre o PIB nominal é determinada endogenamente. O modelo trabalha com preços relativos e a variável de preços escolhida como numerário foi a taxa de câmbio nominal.

Para as simulações utiliza-se primeiro um cenário base para a economia brasileira como referência. Trata-se de um cenário em que não ocorre nem a política de desoneração nem a de reoneração da folha salarial. Este cenário configura-se como um cenário tendencial da economia brasileira em que desvios em relação a ele podem ser mensurados, estimando-se os efeitos de políticas específicas. O cenário de base representa uma trajetória de crescimento da economia brasileira de 2008 a 2025, e é dividido em dois períodos. No primeiro período, entre 2008 a 2012, são considerados exógenos os principais agregados macroeconômicos, PIB real, investimento, consumo das famílias, gastos do governo e volume de exportações. O objetivo é atualizar os agregados macroeconômicos de acordos com dados observados no período. A Tabela 1 apresenta esses indicadores.

No segundo período do cenário base, 2013–2025, as variáveis macroeconômicas para o PIB, consumo das famílias e gastos do governo são mantidas exógenas. Em ambos os fechamentos, tem-se o crescimento populacional e o índice de preços dos importados como variáveis exógenas. Esta parte do cenário base apresenta uma trajetória de crescimento da

Tabela 1. Variáveis do Cenário Macroeconômico para o período 2008 a 2012, em variação percentual (%) a.a.

	Anos				
Indicadores	2008	2009	2010	2011	2012
PIB	5,23	−0,33	7,58	2,75	1,05
Investimento	13,65	−6,65	22,13	4,88	−4,01
Consumo das Famílias	5,7	4,4	6,9	4,1	3,22
Gastos do Governo	3,2	3,1	4,2	1,9	3,33
Exportações	0,5	−9,1	11,5	4,5	0,5
Crescimento populacional	1,05	0,99	0,93	0,87	0,82
Índice de preços dos importados	21,81	−11,12	3,9	14,28	0,94

Fonte: Elaboração própria com base em dados das Contas Nacionais, FUNCEX e IBGE.

economia de 3%[2] ao ano para o período 2013 a 2025 e representa a projeção que é comparada ao cenário de política. Assim, é projetado um crescimento das variáveis de PIB real, consumo das famílias e gastos do governo a 3% ao ano, enquanto o crescimento populacional é fixado em 1% ao ano.

No cenário de política, todas os indicadores macroeconômicos são endógenos. Nesse cenário, também são avaliados os choques de simulação de acordo com a política de interesse.

5.2 Calibragem dos choques de simulação

As políticas de desoneração e reoneração da folha de pagamento representam mudanças sobre o custo do fator produtivo trabalho na função de produção dos setores econômicos. No banco de dados do modelo, esses custos compreendem a remuneração bruta do fator trabalho, a qual incorpora o custo das contribuições patronais. Neste caso, para calibrar os choques vinculados a cada política, é preciso traduzir os montantes monetários da desoneração ou da oneração em mudanças percentuais sobre o custo do fator trabalho.

Assim, o procedimento adotado nessa calibragem fez uso das próprias informações sobre valores de renúncia (desoneração) ou de reoneração estimados pelo MF (2015) e dos dados sobre a remuneração bruta do fator trabalho provenientes da Tabela de Recursos e Usos (TRU) do Brasil para 2011, publicada pelo IBGE. Este é o ano mais recente para esta informação. Os passos seguidos foram:

(i) Os valores de renúncia (ou de reoneração) foram transformados a preços constantes de 2011 com base no IPCA.

(ii) Para cada setor, as remunerações constantes na TRU foram divididas pelo número de ocupações, gerando uma estimativa do preço efetivo do trabalho em 2011.

(iii) Os valores da desoneração (reoneração) foram deduzidos (somados) ao valor bruto da remuneração do trabalho, sendo o valor resultante dividido pelo número de ocupações da TRU. O resultado obtido corresponde ao preço do fator trabalho modificado pelas políticas.

[2]Este número está próximo da taxa média histórica dos últimos 30 anos — 2,9% a.a., de 1984 a 2013, segundo dados das Contas Nacionais do IBGE. Outros estudos com modelos EGC que utilizam um cenário de referência de longo prazo adotam números próximos a este, como Ferreira e Horridge (2014), que assumem um crescimento de 3,5% a.a., Magalhães (2013) de 4% a.a., e Souza e Domingues (2014) de 3% a.a.

(iv) Calculou-se a diferença percentual entre os valores obtidos no passo (iii) em relação aos valores obtidos no passo (ii). As diferenças percentuais assim calculadas correspondem aos choques das políticas sobre o preço do fator trabalho, que representa um componente do custo de produção setorial.

A Tabela 2 apresenta o resultado final dos choques de simulação calibrados conforme os procedimentos descritos anteriormente. Como pode ser observado, ao considerar o custo efetivo do fator trabalho, o efeito de ambas políticas se mostra bastante heterogêneo entre os setores. Tal como argumentado pelo Ministério da Fazenda, essa característica pode gerar distorções no padrão de competitividade setorial da economia brasileira. No entanto, todos os setores apresentam redução da carga de renúncia e, alguns casos, oneração na medida em que o choque de política possui efeito de aumento positivo no custo do fator trabalho. Nesse sentido, o efeito da política de reoneração implica em redução das vantagens competitivas propiciadas pela política de desoneração. Adicionalmente, o padrão setorialmente heterogêneo de ambas políticas reforça a necessidade de uso de um modelo multissetorial para análise dos seus impactos.

Foram simulados dois cenários. O primeiro considera os choques da política de desoneração (primeira coluna da Tabela 2) a partir de 2013, tendo em vista que se amplia a cobertura da política a partir deste ano, e projetam-se os impactos até 2025. O segundo cenário considera os choques da política de desoneração combinados com os choques da política de reoneração a partir de 2016 e projetam-se novamente os impactos até 2025. Assim, é possível avaliar a diferença nos impactos das duas políticas considerando o início da vigência da política de desoneração e a perspectiva de vigência da política de reoneração a partir de 2016.

6. Resultados

Conforme apresentado na Tabela 3, para o período 2013–2025, os resultados da primeira simulação mostram que a política de desoneração da folha de pagamentos levaria a um incremento acumulado na taxa de crescimento do PIB brasileiro da ordem de 0,34% em relação ao crescimento do cenário base. Esse resultado é levemente superior ao impacto projetado por Souza et al. (2016) de crescimento do PIB de 0,29%.[3] Paes (2012) que também apnalisou a MP 540/2011, concluiu que a mudança tributária seria quase neutra para o produto no longo prazo.

O principal condicionante dessa performance, pela ótica da composição do PIB, seria o crescimento do consumo das famílias (0,64%). A redução do investimento na política de desoneração é resultado do efeito substituição entre trabalho e capital, pois essa política reduz o custo do fator trabalho. Paes (2012) também encontrou efeitos semelhantes para o investimento e o consumo no longo prazo. Contudo, o emprego apresentaria um crescimento marginalmente negativo (0,07%), já que teria passado tempo suficiente para que o salário real se ajustasse. Como o modelo apresenta um módulo de ajuste do emprego e salário, a desoneração da folha tem um impacto inicial de aumentar o emprego, porém, ao longo do tempo, essa maior demanda por trabalho pressiona o salário real para cima e, assim, a dinâmica do emprego tende a retornar para sua trajetória tendencial.

[3] Para efeito de comparação, consideramos apenas o resultado do choque sobre o corte de INSS e criação do imposto de receita bruta obtido pelo estudo de Souza et al. (2016).

Tabela 2. Mudanças no Preço do Trabalho vinculados às Políticas de Desoneração e Reoneração da Folha de Pagamento (variação percentual).

Setores	Política de Desoneração	Política de Reoneração
Agropecuária	−0,10	0,09
Petróleo e gás natural	0,00	0,00
Minério de ferro	0,00	0,00
Outros da indústria extrativa	−1,12	−0,65
Alimentos e Bebidas	−1,27	1,07
Produtos do fumo	0,00	0,00
Têxteis	−4,40	2,53
Artigos do vestuário e acessórios	−3,74	0,35
Artefatos de couro e calçados	−5,76	−1,49
Produtos de madeira – exclusive móveis	−0,39	0,36
Celulose e produtos de papel	−3,81	3,32
Jornais, revistas, discos	−0,68	−0,09
Petroquímica	−0,03	−0,01
Produtos químicos	−0,68	5,54
Farmacêuticos e defensivos agrícolas	−5,40	−0,48
Artigos de borracha e plástico	−3,60	3,40
Cimento e outros minerais não-metálicos	−1,81	1,36
Aço e metalurgia de não-ferrosos	−1,14	−0,17
Produtos de metal	−1,86	0,37
Máquinas e equipamentos	−4,15	0,17
Eletrodomésticos e materiais elétricos	−3,67	1,26
Equip. eletrônicos, de informática e médico-hospitalares	−2,24	−0,09
Automóveis e demais veículos e peças	−3,93	−0,26
Móveis e produtos das indústrias diversas	−3,75	0,95
SIUP	−0,05	−0,02
Construção civil	−3,19	1,21
Comércio	−0,66	1,16
Transporte, armazenagem e correio	−3,91	−0,20
Serviços de informação	−5,40	−1,75
Intermediação financeira	−0,04	0,00
Atividades imobiliárias e aluguéis	−0,01	0,24
Serviços de manutenção e reparação	−1,17	−0,69
Serviços de alojamento e alimentação	−0,57	0,37
Serviços prestados às empresas	−1,07	−0,35
Educação mercantil e pública	0,00	0,00
Saúde mercantil e pública	0,00	0,00
Serviços prestados às famílias e associativas	−0,06	−0,02
Serviços domésticos	0,00	0,00
Administração pública e seguridade social	0,00	0,00

Tabela 3. Resultados macroeconômicos acumulado no período 2013–2025, em variação percentual (%).

Setores	Política de Desoneração	Política de Reoneração
PIB	0,34	−0,37
Investimento	−1,05	−2,67
Consumo das Famílias	0,64	−0,50
Exportações	−0,38	2,06
Importações	0,19	−1,40
Emprego	−0,07	−0,37
Gastos do Governo	0,64	−0,50
Estoque de Capital	0,81	−0,27

No caso da simulação de política de reoneração, o impacto sobre o PIB sofre uma expressiva queda comparativamente ao cenário anterior, situando-se em −0,37% no período. Neste cenário, o investimento apresentaria uma redução significativa em relação ao cenário anterior, cerca de −3%. O emprego diminuiria na mesma proporção do PIB. Contudo, para entender melhor esses resultados, é preciso verificar o que acontece com os principais componentes ao longo do tempo, como também os resultados setoriais.

Na Figura 1 é possível observar as trajetórias das duas políticas sobre o PIB. Até 2021, a política de desoneração teria efeito positivo ascendente sobre o PIB, após nota-se um arrefecimento deste crescimento, possivelmente causado pela queda do investimento agregado ao fim do período (ver Figura 2). A política de reoneração da folha de pagamentos em 2016, reduziria as taxas de crescimento do PIB até que se tornasse negativa a partir de 2023. Assim, os efeitos positivos da política de desoneração seriam mais persistentes enquanto que a política de reoneração gera efeitos positivos apenas num curto espaço de tempo, revertendo-se para queda na atividade econômica a partir de 2022.

A Figura 2 possibilita entender melhor esses resultados ao mostrar as trajetórias para os componentes do PIB. A desoneração da folha aumentaria o emprego na economia, estimulando as atividades produtivas, o que levaria, inicialmente a um aumento da atividade econômica e do investimento. À medida que o salário real se ajusta à nova demanda por emprego, há uma pressão de substituição de trabalho por capital, o que provoca o aumento de sua remuneração, e consequentemente, torna a rentabilidade do investimento menor. Isto faz com que a trajetória do investimento mude ao longo do tempo. Quando ocorre a política de reoneração em 2016, observa-se que essa pressão no preço do capital via substituição é mais rápida e levaria a uma queda ainda mais acentuada do investimento.

Em relação ao consumo das famílias, observa-se que o efeito é positivo quando a política de desoneração é mantida, já que a renda das famílias está ligada aos salários e a política também atua diretamente estimulando o emprego. De maneira oposta, a política de reoneração praticamente elimina o efeito sobre o consumo do cenário anterior, levando a um crescimento em patamar bem menor até 2019 e redução após esse período. O resultado do consumo do governo se deriva da suposição de fechamento do modelo em que a relação entre o consumo de bens públicos e privados é mantida constante e, assim, os gastos públicos seguem o consumo das famílias.

Já o crescimento das exportações observado no primeiro cenário tende a ser intensificado pela política de reoneração. Esse resultado decorre dos efeitos das duas políticas sobre os

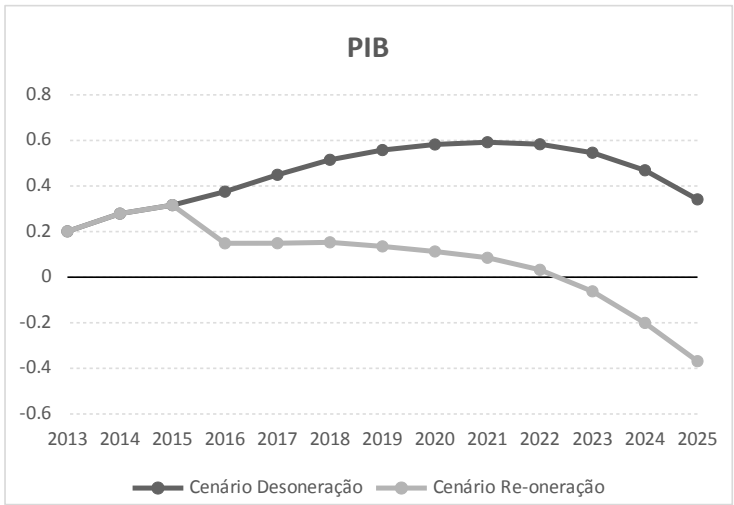


Figura 1. Impacto Acumulado no PIB para o período 2013–2015, em variação percentual (%).

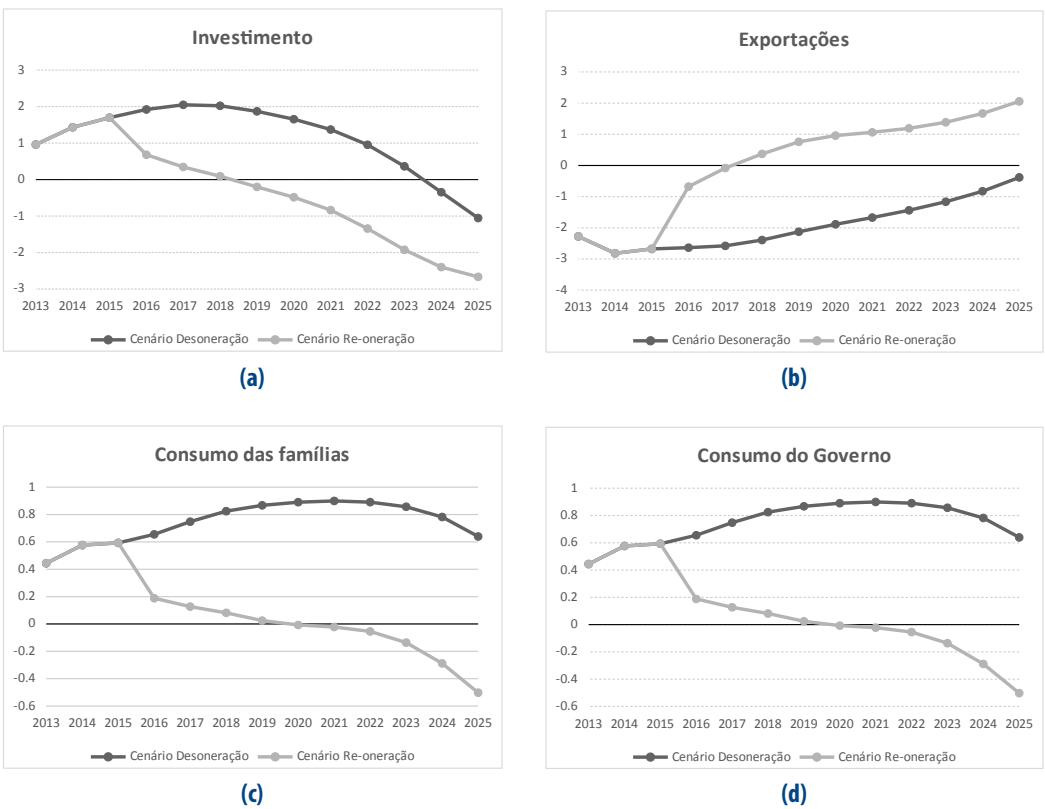


Figura 2. Impacto Acumulado nos Componentes do PIB para o período 2013–2015, em variação percentual (%).

preços dos bens exportados. No cenário de desoneração esses preços caem devido a redução do custo de produção associado ao fator trabalho, enquanto no cenário de reoneração a redução da demanda doméstica também leva a uma redução dos preços dos bens domésticos, tornando-os mais competitivos no mercado internacional.

A Tabela 4 apresenta os resultados setoriais para a política de desoneração. Os setores Têxteis, Couro e Calçados, Serviços Imobiliários e de Aluguel e Serviços de Manutenção e Reparo apresentariam os maiores aumentos de atividade produtiva, sendo que apenas os dois primeiros teriam uma forte desoneração da folha. O setor de Serviços Imobiliários e de Aluguel foi beneficiado via cadeia produtiva, pois compra muito do setor de Construção, beneficiado diretamente com a política de desoneração e que apresentou significativa redução de custos. Já o setor de Serviços de Manutenção e Reparo também se beneficiaria indiretamente, pois suas compras se concentram no setor de Peças e Acessórios (que também obteve elevada desoneração da folha). Um resultado interessante é que mesmo com a redução do custo de produção do setor de Construção, o seu nível de atividade seria negativo no acumulado do período até 2025. Este resultado pode ser explicado pela queda dos investimentos que ocorreria nos últimos anos da simulação.

Grosso modo, os setores que mais se beneficiariam com a política seriam os setores intensivos em mão de obra, com exceção dos setores de Serviços Domésticos e Educação Mercantil, já que a desoneração nestes setores seria quase nula, assim como não se beneficiaram indiretamente via cadeia produtiva. Outro resultado destacado é para o setor de Automóveis, que embora não seja intensivo em trabalho, também seria um dos mais beneficiados. Isso se explica pelo efeito direto da desoneração da folha deste setor, mas também pelo aumento do consumo das famílias e da participação doméstica propiciada pela política.

A Tabela 5 apresenta os resultados setoriais para a política de reoneração em 2016. Observa-se que agora todos os setores sofrem perdas acumuladas em 2025, com exceção dos setores de Fumo, Serviços de Alojamento e Alimentação e Serviços prestados às Empresas. O resultado para o Fumo decorre dele não estar no escopo da política de desoneração. Nos outros casos, seriam setores que possuem ligações intersetoriais com outros que não sofreram forte reoneração da folha de pagamentos. Convém destacar que os setores com redução de atividade mais elevada integram a cadeia metal-mecânica e de bens de capital: produtos de metal, construção civil, caminhões e máquinas e equipamentos, material elétrico, material eletrônicos, entre outros. No caso da construção civil o efeito é esperado na medida em que a política de reoneração afeta o preço da mão de obra, sendo este um importante componente do custo de produção deste setor. Para os demais setores, embora menos intensivos em mão de obra, a queda decorre principalmente devido ao efeito do aumento da oneração da folha de pagamentos sobre o custo de produção nesses setores.

A Figura 3 apresenta a trajetória do emprego com a política de desoneração e a política de reoneração. No cenário em que a desoneração é mantida até 2025, o emprego é estimulado inicialmente e aumenta ao longo do tempo. Contudo, à medida que os salários se ajustam, a demanda por trabalho diminui, e o resultado acumulado é um pequeno decréscimo no emprego em 2025, que retornaria ao seu nível tendencial. No entanto, quando se trata do cenário de reoneração da folha em 2016, o emprego apresentaria uma queda muito maior já nos primeiros anos pós reoneração. Logo, esses resultados evidenciam que no longo prazo a política de desoneração é praticamente neutra quanto aos seus impactos sobre o emprego. No caso da política de reoneração, os efeitos iniciais positivos sobre o emprego são complemente revertidos já a partir de 2016.

Tabela 4. Resultados Setoriais do Cenário para a Política de Desoneração: desvio acumulado 2013–2025 em relação ao cenário base.

Setor	Var. % da produção	Setor	Var. % da produção
Agricultura	0,28	Máquinas e Equipamentos	−0,55
Pecuária	0,03	Eletrodomésticos	0,43
Petróleo e Gás	0,44	Escritório e Informática	−0,74
Minério de Ferro	0,04	Elétricos	−0,01
Outras da Extrativa	−0,27	Eletrônicos	−0,42
Alimentos e Bebidas	0,28	Aparelhos Hospitalares	−0,28
Fumo	−0,07	Automóveis	0,83
Têxteis	0,93	Caminhões	−0,83
Vestuário	0,81	Peças e Acessórios	0,53
Couro e Calçados	1,15	Outros de Transporte	0,75
Madeira	−0,18	Móveis	0,45
Celulose e Papel	0,49	SIUP	0,50
Jornais	0,34	Construção	−0,76
Refino de Petróleo	0,48	Comércio	0,25
Álcool	0,61	Transporte	0,63
Químicos	0,20	Serviços de Informação	0,56
Resina e Elastano	0,22	Financeiro	0,43
Farmacêuticos	0,70	Serviços Imobiliários e Aluguel	0,97
Defensivos Agrícolas	0,26	Serviços de Manutenção e Reparo	0,91
Perfumaria	0,66	Serviços de Alojamento e Alimentação	0,15
Tintas	−0,12	Serviços Prestados às Empresas	0,01
Outros da Indústria Química	0,17	Educação Mercantil	−0,56
Borracha e Plástico	0,32	Saúde Mercantil	0,37
Cimento	−0,53	Serviços Prestados às Famílias	0,02
Outros Não-Metálicos	−0,38	Serviços Domésticos	−1,18
Aço	0,00	Educação Pública	0,64
Metais Não-Ferrosos	−0,10	Saúde Pública	0,63
Metal	−0,17	Administração Pública	0,61

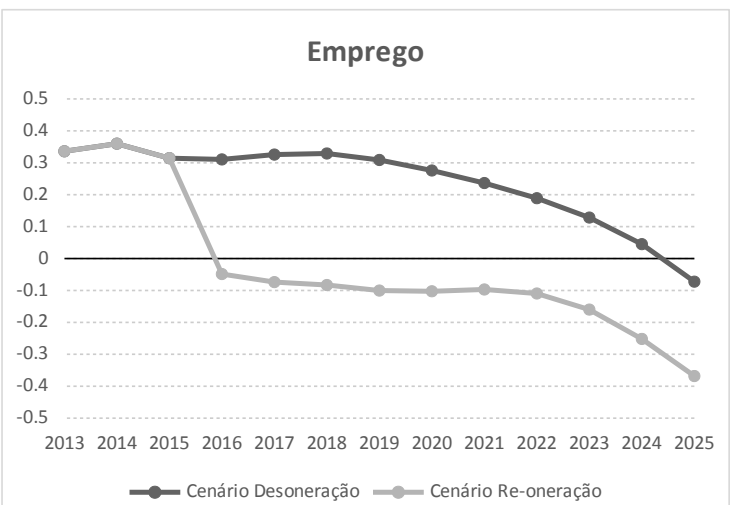


Figura 3. Impacto Acumulado no Emprego para o período 2013–2015, em variação percentual (%).

Tabela 5. Resultados Setoriais do Cenário para a Política de Reoneração: desvio acumulado 2013–2025 em relação ao cenário base.

Setor	Var. % da produção	Setor	Var. % da produção
Agricultura	−0,25	Máquinas e Equipamentos	−2,03
Pecuária	−0,40	Eletrodomésticos	−0,41
Petróleo e Gás	−0,20	Escritório e Informática	−2,12
Minério de Ferro	−0,11	Elétricos	−1,13
Outras da Extrativa	−0,50	Eletrônicos	−1,57
Alimentos e Bebidas	−0,16	Aparelhos Hospitalares	−1,41
Fumo	0,36	Automóveis	−0,57
Têxteis	−0,52	Caminhões	−2,22
Vestuário	−0,45	Peças e Acessórios	−0,48
Couro e Calçados	−0,17	Outros de Transporte	−0,91
Madeira	−1,30	Móveis	−0,78
Celulose e Papel	−0,48	SIUP	−0,37
Jornais	0,03	Construção	−2,28
Refino de Petróleo	−0,45	Comércio	−0,65
Álcool	−0,44	Transporte	−0,13
Químicos	−0,47	Serviços de Informação	−0,01
Resina e Elastano	−0,70	Financeiro	−0,26
Farmacêuticos	−0,33	Serviços Imobiliários e Aluguel	−0,18
Defensivos Agrícolas	−0,26	Serviços de Manutenção e Reparo	−0,06
Perfumaria	−0,35	Serviços de Alojamento e Alimentação	0,35
Tintas	−1,42	Serviços Prestados às Empresas	0,76
Outros da Indústria Química	−0,84	Educação Mercantil	−0,43
Borracha e Plástico	−0,63	Saúde Mercantil	−0,54
Cimento	−1,93	Serviços Prestados às Famílias	−0,20
Outros Não-Metálicos	−1,65	Serviços Domésticos	−0,29
Aço	−1,14	Educação Pública	−0,50
Metais Não-Ferrosos	−0,69	Saúde Pública	−0,50
Metal	−1,18	Administração Pública	−0,50

Considerando os efeitos sobre o emprego desagregados por classe de renda (Tabela 6), os resultados mostram que a política de desoneração tem caráter regressivo, beneficiando relativamente mais as classes de renda mais elevadas. No caso da política de reoneração, os efeitos são mais uniformes entre as classes de renda. Esses resultados são influenciados pela composição do emprego segundo a classe de renda dos setores mais afetados pelas políticas. No choque de desoneração, ao final do período, o efeito negativo sobre o emprego é dominante e alguns dos setores com queda mais acentuada também são mais intensos de uso de trabalho de menor qualificação e, portanto, com rendimento médio concentrado nas classes de renda menores: madeira, cimento e serviços domésticos. Embora os efeitos negativos sobre o emprego sejam maiores no choque de oneração, a sua distribuição é dispersa entre as classes de renda.

Por fim, cabe destacar alguns aspectos ligados aos resultados obtidos neste estudo face àqueles encontrados por Souza et al. (2016) no que diz respeito ao cenário de desoneração. Embora o impacto global de longo prazo no PIB seja relativamente similar, a contribuição dos componentes da demanda final sobre esse resultado difere substancialmente em nosso estudo. A principal diferença diz respeito a dinâmica do investimento, cuja trajetória de

Tabela 6. Resultados de emprego por classe de renda: desvio acumulado no período 2013–2025 em relação ao cenário base.

	Var. % no emprego	
Salários mínimos	Desoneração	Reoneração
Até meio	−0,62	−0,37
De meio a um	−0,35	−0,35
De um a dois	−0,18	−0,37
De dois a três	−0,08	−0,36
De três a cinco	0,01	−0,44
De cinco a dez	−0,01	−0,33
De dez a vinte	−0,05	−0,45
Acima de vinte	−0,01	−0,25

expansão é revertida poucos anos após a implantação da política de desoneração, produzindo um resultado negativo ao término do período analisado. Apesar do crescimento inicial do consumo e do investimento, o aumento da demanda por emprego, associado a redução do custo do trabalho provocado pela política de desoneração, pressiona o salário real para cima nos períodos subsequentes. Com isso, ocorre um movimento de substituição de trabalho por capital, aumentando o preço do capital e, assim, reduzindo a rentabilidade do investimento. Esse mecanismo de ajuste é capturado somente pela especificação dinâmica introduzida no modelo EGC do presente estudo, a qual não está presente no modelo usado por Souza et al. (2016). Assim, com base nos resultados de simulação dos dois estudos, podemos concluir que a política de desoneração favorece o crescimento do produto, mas a composição do crescimento é diferenciada de acordo com a abordagem de simulação utilizada.

7. Conclusões

Neste estudo, buscou-se avaliar os impactos econômicos da política de desoneração da folha de pagamento instituída em 2011 sobre a economia brasileira, bem como os impactos do Projeto de Lei Nº 863/2015, que estabeleceu uma reoneração da folha de pagamento. Para simular os efeitos dessas políticas, utilizou-se um modelo de equilíbrio geral computável dinâmico e multissetorial desenvolvido para a economia brasileira.

Considerando um cenário base de referência para o período 2013–2025, os resultados mostraram que a política de desoneração contribuiria para um aumento diferencial acumulado de 0,34% na taxa de crescimento do PIB ao passo que a política de reoneração reduz esse impacto para −0,37%. Esses efeitos mostram que a política de reoneração não só eliminaria os ganhos propiciados pela desoneração inicial, como ainda provocaria efeitos negativos por toda a economia. Além disso, a política de desoneração se revela neutra em termos de impacto sobre o emprego no longo prazo, enquanto a política de reoneração produz uma redução do emprego.

O efeito das políticas sobre a dinâmica do consumo e dos investimentos é o principal fator explicativo das diferenças observadas em cada cenário. Em resumo, a política de reoneração implica em um aumento do custo de produção para a maioria dos setores da economia. Setores como o de máquinas e equipamentos, construção civil e escritório e informática seriam mais onerados com a mudança de política, levando a um efeito negativo

mais ampliado sobre a trajetória da taxa de crescimento dos investimentos na economia brasileira. Embora as exportações sejam relativamente beneficiadas no cenário da política de reoneração, o impacto não é suficiente para sustentar a taxa de crescimento do produto obtida no cenário de desoneração devido a dinâmica dos investimentos e a queda do consumo.

Convém ressaltar que essas políticas influenciam no custo da folha de pagamento dos setores econômicos de forma diferenciada, afetando um componente importante do custo de produção. Os setores intensivos em mão de obra são relativamente mais beneficiados pela política de desoneração, mas os demais setores econômicos também se apropriam das vantagens competitivas resultantes da redução do custo do trabalho em função dos encadeamentos intersetoriais. Contudo, a política de reoneração representou um aumento do custo da folha de pagamentos de diversos setores que compõem o complexo metal-mecânico e de bens de capital, onerando relativamente os bens de investimento. Cabe ressaltar que a política de desoneração representou uma redução do custo da folha de pagamento para diversos setores econômicos, embora com distribuição setorialmente diferenciada. Entretanto, a política de oneração manteve reduzido o custo da folha de pagamento para alguns setores, mas ampliou esse custo para outros setores. Assim, os efeitos da política de reoneração são distorcivos e levam a uma redução do produto e do emprego.

Os resultados obtidos no presente estudo ainda revelam um aspecto importante quanto às políticas de tributação para o processo de tomada de decisão dos agentes públicos e privados. A redução da tributação sobre o trabalho pode ser um mecanismo de estímulo ao crescimento econômico que tende a favorecer tanto o consumo familiar como o investimento, embora os efeitos sobre o investimento sejam amortecidos no longo prazo devido ao ajustamento dos salários no mercado de trabalho. Aparentemente é irônico que a taxa de investimento possa ser beneficiada pela redução do custo do trabalho. Mas em uma economia como a brasileira, onde a carga tributária é elevada e sua distribuição setorial é distorciva, tal resultado não chega a ser surpreendente.

Referências bibliográficas

Ansiliero, G., Rangel, L. A., Paiva, L. H., Stivali, M., Barbosa, E. D., & Silveira, F. G. (2008, junho). *A desoneração da folha de pagamentos e sua relação com a formalidade no mercado de trabalho* (Texto para Discussão Nº 1341). Brasília, DF: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). http://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com_content&view=article&id=4913

Bitencourt, M. B., & Teixeira, E. C. (2008). Impactos dos encargos sociais na economia brasileira. *Nova Economia*, *18*(1), 53–86. http://dx.doi.org/10.1590/S0103-63512008000100003

CNI — Confederação Nacional da Indústria. (2014). *Custo do trabalho e produtividade: Comparações internacionais e recomendações*. Brasília, DF: CNI. (*Propostas da indústria — Eleições 2014*, vol. 6)

Dixon, P. B., Parmenter, B. R., & Rimmer, M. T. (2000). Forecasting and policy analysis with a dynamic CGE model of Australia. *In* G. W. Harrison, S. E. H. Jensen, L. H. Pedersen, & T. F. Rutherford (Orgs.), *Using dynamic general equilibrium models for policy analysis* (pp. 363–405). Amsterdam: Elsevier. (*Contributions to Economic Analysis*, vol. 248)

Dixon, P. B., & Rimmer, M. T. (2001). *Dynamic general equilibrium modelling for forecasting and policy: A practical guide and documentation of MONASH*. Emerald.

Domingues, E. P., Cardoso, D. F., de, S. K., Motta, G. P. d., Carvalho, T. S., Santiago, F. S., … Betarelli, A. A., Jr (2012, fevereiro). *Crescimento, emprego e produção setorial: Efeitos da desoneração de tributos sobre a folha de salários no Brasil* (Texto para Discussão Nº 456). Belo Horizonte: Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (Cedeplar). https://EconPapers.repec.org/RePEc:cdp:texdis:td456

Domingues, E. P., & Haddad, E. A. (2003). Política tributária e re-localização. *Revista Brasileira de Economia*, *57*(4), 849–871. http://dx.doi.org/10.1590/S0034-71402003000400009

Ferreira, J. B. d. S., Filho, & Horridge, M. (2014). Ethanol expansion and indirect land use change in Brazil. *Land Use Policy*, *36*, 595–604. http://dx.doi.org/10.1016/j.landusepol.2013.10.015

Horridge, M. (2014). *ORANI-G: A generic single-country computable general equilibrium model* (CoPS/IMPACT Working Paper Nº OP-93). Melbourne, Australia: Centre of Policy Studies and Impact Project (CoPS). http://www.copsmodels.com/ftp/gpextra/oranig06doc.pdf

Johansen, L. (1960). *Multi-sectoral study of economic growth.* Amsterdam: North-Holland. (*Contributions to economic analysis*, vol. 21)

Magalhães, A. S. (2013). *Economia de baixo carbono no Brasil: Alternativas de políticas e custos de redução de emissões de gases de efeito estufa* (Tese de Doutorado, Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (Cedeplar), Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte). http://pct.capes.gov.br/teses/2013/32001010013P5/TES.PDF

MF — Ministério da Fazenda. (2015). *Desoneração da folha de pagamento: Estimativa de renúncia e metodologia de cálculo*. Brasília, DF: Receita Federal. http://www.receita.fazenda.gov.br/publico/arre/RenunciaFiscal/Desoneracaodafolha.pdf

Paes, N. L. (2011). Reforma tributária: Os efeitos macroeconômicos e setoriais da PEC 233/2008. *Estudos Econômicos*, *41*(2), 487–512. http://dx.doi.org/10.1590/S0101-41612011000200011

Paes, N. L. (2012). Os impactos da alteração da contribuição previdenciária patronal para a indústria. *Estudos Econômicos*, *42*(4), 773–799. http://dx.doi.org/10.1590/S0101-41612012000400005

Pereira, R. A. d., & Ferreira, P. C. (2010). Avaliação dos impactos macro-econômicos e de bem-estar da reforma tributária no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, *64*(2), 191–208. http://dx.doi.org/10.1590/S0034-71402010000200007

Souza, K. B. d., Cardoso, D. F., & Domingues, E. P. (2016). Medidas recentes de desoneração tributária no Brasil: Uma análise de equilíbrio geral computável. *Revista Brasileira de Economia*, *70*(1), 99–125. http://dx.doi.org/10.5935/0034-7140.20160006

Souza, K. B. d., & Domingues, E. P. (2014). Mapeamento e projeção da demanda por engenheiros por categoria, setor e microrregiões brasileiras. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, *44*(2), 373–404. http://ppe.ipea.gov.br/index.php/ppe/article/view/1522

r b e
REVISTA BRASILEIRA DE ECONOMIA
DOI 10.5935/0034-7140.20190005
ISSN 1806-9134 (online)
FGV
FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS

Efeito Disposição: Propensão à Venda de Investidores Individuais e Institucionais

Wlademir Ribeiro Prates[*]
Newton C. A. da Costa Jr.[*,†]
André A. P. Santos[*]

Sumário

1. Introdução 97
2. Efeito disposição 99
3. Como mensurar o efeito disposição? 101
4. Materiais e métodos 103
5. Resultados 108
6. Considerações finais 113
Apêndice. 118

Palavras-chave
Efeito disposição, propensão à venda, finanças comportamentais

JEL Codes
G11, G41

Resumo · Abstract

This article uses a unique database that provides real data on the operations of all investors in the Brazilian stock market. More than 60 million purchase and sale operations were analyzed for more than 500 thousand investors. The results point out that individual investors are among the most favorable types of investors to the presence of the disposition effect and are among those with lower average returns in their transactions. Institutional investors, on the other hand, presented behavior that was not consistent with the disposition effect and higher average returns in their sale operations.

1. Introdução

Na visão econômica neoclássica existe uma premissa de que os investidores obedecem aos axiomas da teoria da utilidade esperada, na qual o comportamento do investidor combina crenças (distribuições de probabilidade) e preferências (função utilidade) (Shefrin, 2010). Porém, algumas evidências mostram que a proporção da população que se comporta conforme as premissas da teoria da utilidade esperada é baixa. Bruhin, Fehr-Duda, e Epper (2010) sugerem que este percentual fica em torno de 20%, indicando a relevância dos estudos com enfoques comportamentais no campo das finanças. Nesse contexto, a área de finanças está passando por um momento de transição de paradigmas, de uma visão neoclássica para uma visão embasada na influência da psicologia no comportamento daqueles que praticam as finanças e o consequente efeito deste comportamento nos mercado. Shefrin (2010) sugere que este novo paradigma irá combinar fatores estruturais das finanças neoclássicas com fatores mais próximos à realidade do mundo das finanças, provenientes das finanças comportamentais.

[*]Universidade Federal de Santa Catarina, Programa de Pós-Graduação em Administração. Rua Eng. Agronômico Andrei Cristian Ferreira, s/n, Florianópolis, SC, CEP 88040-900, Brasil.

[†]Pontifícia Universidade Católica do Paraná, Programa de Pós-Graduação em Administração. Rua Imac. Conceição, 1.155, Curitiba, PR, CEP 802015-901, Brasil.

wrprates@yahoo.com newton.costa@pucpr.br andre.portela@ufsc.br

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

Recebido em 01 de agosto de 2017
Aceitação final em 24 de outubro de 2018

A literatura existente aponta alguns vieses de comportamento que influenciam o investidor ou gestor financeiro no processo de tomada de decisões. Dentre eles encontra-se o efeito disposição, que é caracterizado pela existência de um padrão no qual investidores tendem a vender rapidamente ativos que sofreram apreciação e reter em carteira por um período mais longo ativos que sofreram depreciação, sempre em relação a um ponto de referência (Shefrin & Statman, 1985, Odean, 1998).

Até recentemente, detectar o efeito disposição em indivíduos negociando em diferentes mercados era motivo suficiente para tornar um artigo publicável. Alguns exemplos de mercados nos quais o efeito disposição já foi estudado podemos citar o mercado de ações (Odean, 1998, Dhar & Zhu, 2006), futuros (Locke & Mann, 2005; Locke & Onayev, 2005, Coval & Shumway, 2005), imóveis (Genesove & Mayer, 2001), bem como em experimentos com estudantes (Weber & Camerer, 1998, Macedo, 2003, da Costa, Mineto, & da Silva, 2008), administradores de fundos de investimentos (Frazzini, 2006), dentre outros. No entanto, nos últimos anos, o foco das pesquisas sobre o efeito disposição está na procura de seus determinantes, suas causas, teorias comportamentais que o expliquem melhor, enfim, mais detalhes sobre sua ocorrência. Entre essas pesquisas pode-se citar os trabalhos de Grinblatt e Keloharju (2001), Barberis e Xiong (2009), Kaustia (2010), Barberis e Xiong (2012), entre outros.

Este artigo tem por objetivo aportar evidência a esta literatura ao utilizar dados reais de operações de investidores do mercado financeiro brasileiro, a fim de identificar se estes apresentam o viés do efeito disposição em suas operações. O propósito é analisar as diferenças na tomada de decisão de investimentos entre os diversos tipos de investidores presentes no mercado brasileiro, conforme classificação da sua principal bolsa de valores (B3). Neste sentido, devido ao uso de dados reais de mercado, este estudo contribui para a melhor compreensão do mercado de capitais brasileiro como um todo, auxiliando a compreender o impacto da experiência e profissionalismo no efeito disposição.

O fator "experiência de mercado", entendido como uma medida da sofisticação do investidor, e sua influência na tomada de decisões financeiras têm sido objeto de estudo no campo das finanças comportamentais. List (2003) mostrou que a experiência apresenta papel significativo na eliminação do efeito dotação. O autor identificou forte evidência de que o comportamento individual converge para a previsão neoclássica à medida que a experiência de mercado se intensifica.

Menkhoff, Schmeling, e Schmidt (2013) analisaram a influência da experiência no excesso de confiança. Os autores perceberam que a experiência possui papel relevante na redução do viés, porém o aumento da idade representou uma redução nas habilidades de investimentos. Menkhoff et al. (2013) realizaram experimentos *online*, nos quais os investidores deveriam realizar algumas tarefas. Entre estas tarefas, os respondentes deveriam fazer previsões futuras para índices de mercado, indicando um intervalo de cotações possíveis de ocorrerem. Intervalos com maior amplitude indicariam um menor grau de excesso de confiança. Estas previsões menos apuradas ocorreram com os investidores mais experientes e mais jovens.

A base de dados para as análises deste estudo é bastante ampla, única, pois contempla operações de todos os investidores cadastrados na B3 durante o período de janeiro de 2012 até outubro de 2014. A base contém cerca de 60 milhões de operações e mais de 500 mil investidores. A proposta foi desenvolver um estudo com dados similares aos utilizados em alguns artigos que são referência internacional no campo de finanças comportamentais, como Shefrin e Statman (1985), Odean (1998), Grinblatt e Keloharju (2001), Kaustia (2010).

Vale notar que mesmo estas pesquisas relevantes para o campo das finanças não utilizaram uma base de dados tão ampla como a adotada no presente estudo.

Entre outros motivos, como o inedistismo da abordagem de análise da propensão à venda do investidor para o mercado brasileiro — abordagem utilizada por Kaustia (2010) —, a importância desse estudo justifica-se na relevância dos dados adotados. A B3 é a maior bolsa de valores da América Latina e a décima maior do mundo, de acordo com ranking da revista Forbes (Forbes, 2016). A Bolsa foi criada em maio de 2008 com a integração entre a BM&F (bolsa de mercadorias e futuros) com a Bovespa (bolsa de ações). A então BM&FBovespa firmou, em 2010, um acordo de parceria com o CME Group (maior mercado mundial de derivativos), contemplando o desenvolvimento conjunto de uma nova plataforma eletrônica de negociação para todos os tipos de ativos negociados em bolsa — derivativos, ações, entre outros (BMFBovespa, 2016). Até que em março de 2017 foi criada a B3, como fruto da combinação entre a BM&FBovespa e a Cetip.

No Brasil, além desta pesquisa, um outro único trabalho utilizou também uma ampla base de dados semelhante para o mercado brasileiro: Karsten, Battisti, e von Maltzan Pacheco (2006). O autor realizou um estudo com 2.410.255 observações e 12.000 investidores que estavam classificados em três grupos: PF, PJ institucional e PJ não institucional. Porém, a presente pesquisa contempla, além do uso de diferentes metodologias de análise, uma base de dados ainda mais ampla, pois não contém apenas uma amostra de investidores, mas sim dados representativos de todo o mercado durante um determinado período de tempo.

2. Efeito disposição

O efeito de disposição é uma das anomalias mais estudadas em finanças comportamentais Shefrin (2010). Tendo como base o preço de compra, os indivíduos são mais propensos a vender ativos que tenham aumentado de valor do que vender aqueles que tenham diminuído de valor. Esta situação acontece, segundo Shefrin e Statman (1985), porque o receio das pessoas ficarem expostas a possíveis perdas é maior do que a recompensa em relação a possíveis ganhos.

Shefrin e Statman (1985) investigaram, em parte do seu estudo, dados do mercado de ações norte americano entre 1964 e 1970 e observaram os seguintes percentuais de vendas realizadas com ações ganhadoras (versos perdedoras): i) 58% em até um mês após a compra; ii) 57% entre um e seis meses após a compra da ação; e iii) 59% entre seis e doze meses após a compra. Estas observações empíricas mostram a preferência dos investidores em realizar operações de venda de ativos ganhadores.

O comportamento que ocorre no efeito disposição pode ser explicado pela função valor da teoria do prospecto. Na parte superior do gráfico desta função, campo dos ganhos, quanto maior o ganho obtido, menor é o acréscimo de satisfação e prazer. Assim, um ganho de R$500 não gera exatamente cinco vezes mais satisfação do que um ganho de R$100. Por outro lado, no campo das perdas, quanto maior a perda, menor é a insatisfação gerada por novas perdas. Por exemplo, a insatisfação ocasionada nos indivíduos é menor com uma perda única de R$500 do que com cinco perdas de separadas de R$100 (Shefrin & Statman, 1985; Weber & Camerer, 1998). Neste sentido, Tversky e Kahneman (1991) observaram que a variação nos preços de um ativo tem um maior impacto quando a variação é percebida como uma perda do que quando o mesmo grau de variação é visto como um ganho, em outras palavras, as perdas parecem maiores que os ganhos.

Mais recentemente, outras explicações, além da teoria do prospecto estão sendo aventadas para explicar o comportamento dos indivíduos no que concerne o efeito disposição. Alguns autores têm inclusive posto em cheque a validade da teoria do prospecto para explicar o efeito disposição (Barberis & Xiong, 2009; Kaustia, 2010).

Barberis e Xiong (2009), através de um modelo analítico, mostram que a teoria do prospecto em conjunto com a contabilidade mental, consegue prever o efeito de disposição em apenas um conjunto limitado de circunstâncias. A TP não consegue prever o efeito disposição, por exemplo, quando os retornos esperados são altos ou o número de períodos de negociação é baixo. A TP somente poderia ser validada caso se assumisse utilidades diferentes para ganhos e perdas realizados versos ganhos e perdas potenciais. Os autores concluem que a explicação mais plausível para estas diferentes utilidades percebidas envolve o impacto emocional diferenciado para ganhos e perdas realizadas versos potencias.

Mengarelli, Moretti, Faralla, Vindras, e Sirigu (2014) analisaram a aversão a perdas em indivíduos tomando decisões para eles mesmos e para terceiros. Os autores perceberam que quando os indivíduos tomam decisões que estão sob responsabilidade de outras pessoas há um comportamento de maior propensão ao risco quando comparado com decisões que estão sob responsabilidade própria. Ao tomarem decisões para terceiros, o viés de aversão a perdas dos indivíduos foi reduzido. Segundo Mengarelli et al. (2014)), a influência de emoções, como o arrependimento, pode explicar este resultado. Wagner, Handke, Dörfel, e Walter (2012), também perceberam altos níveis de aversão a perdas quando os indivíduos tomavam decisões por conta própria, indicando que os sujeitos foram mais propensos a evitar emoções como o arrependimento.

Mengarelli et al. (2014), supõe que o arrependimento de uma escolha ruim que causa impacto no próprio indivíduo que tomou uma decisão é maior do que o impacto do arrependimento no caso de uma má escolha que foi feita para terceiros. Conforme os autores, este comportamento em relações às decisões tomadas para terceiros também pode ser visto em decisões tomadas por grupos. Rockenbach, Sadrieh, e Mathauschek (2007), por exemplo, perceberam que quando decisões são tomadas em grupos o risco é avaliado mais racionalmente do que quando comparado com decisões individuais.

2.1 Evidências para o mercado brasileiro

Evidências a respeito do efeito disposição tomando como base o mercado local tem sido objeto de vários estudos anteriores. Revisões da literatura cobrindo os principais artigos da área entre 1985 e 2009 são realizadas em Lucchesi (2011), Vieira e Pereira (2009) e Braga e Fávero (2016). Vale notar também a hetoregenidade de metodologias e natureza dos dados utilizados nos estudos anteriores. Por exemplo, Karsten et al. (2006) e Lucchesi, Yoshinaga, e de Castro (2015) utilizam dados reais de investidores e fundos de investimentos do mercado brasileiro ao passo que da Costa, da Silva, Cupertino, e Goulart (2008) e Goulart, da Costa, Andrade, e Santos (2015) utilizam dados coletados em experimentos de laboratório.

Karsten et al. (2006) realizaram um estudo a respeito do efeito disposição no mercado brasileiro tomando como base uma amostra de 12.000 investidores classificados em três grupos: pessoa física (PF), pessoa jurídica (PJ), PJ institucional e PJ não institucional. Os autores encontram que enquanto investidores PF apresentam o efeito disposição, os demais investidores demonstram um comportamento ambíguo. Vale observar que o presente artigo contempla, além do uso de diferentes metodologias de análise, uma base de dados ainda mais ampla, pois não contém apenas uma amostra de investidores, mas sim dados representativos de todo o mercado durante um determinado período de tempo.

Lucchesi et al. (2015) utiliza dados de 51 fundos de ações do mercado brasileiro para testar duas motivações comportamentais concorrentes para justificar o efeito disposição: a teoria do prospecto e o viés de regressão à média. Os resultados trouxeram evidências de que a teoria do prospecto parece guiar o processo dos gestores de tomada de decisão.

Da Costa et al. (2008) utilizam um simulador do mercado de ações para avaliar um conjunto de 7.429 negociações geradas por pessoas com diferentes níveis de experiência prévia. Os autores verificaram que a maioria dos indivíduos foi afetada pelo efeito disposição, sendo que ele diminui com a experiência prévia do participante.

Goulart et al. (2015) desenvolvem um simulador do mercado de ações para testar a hipótese de que a expectativa de divulgação do resultado de negociações no mercado de ações pode influenciar o aparecimento do efeito disposição em investidores individuais. Os autores concluem que a expectativa de ter seus resultados divulgados aos pares faz com que investidores adotam uma estratégia do tipo "*hedging against embarassment*" e acabem por exibir o efeito disposição em suas negociações. Em resumo, os estudos anteriores disponíveis para o mercado brasileiro indicam a presença do efeito disposição nos mais variados contextos.

3. Como mensurar o efeito disposição?

Ao longo dos anos, diversos trabalhos científicos foram publicados com diferentes métodos de estimação do efeito disposição. As principais contribuições de alguns autores, bem como as metodologias propostas serão apresentadas nesta seção.

3.1 Coeficiente de disposição

Alguns autores apresentam maneiras de mensurar o efeito disposição por meio de um coeficiente. Entre os trabalhos com contribuições mais relevantes a respeito destes métodos podemos citar Weber e Camerer (1998), Odean (1998) e Dhar e Zhu (2006).

Weber e Camerer (1998) apresentaram uma maneira de estimar o efeito disposição por meio de um coeficiente. Para os autores, o coeficiente de disposição pode ser estimado pela seguinte equação:

$$\text{Coeficiente de disposição} = CD = \frac{N_{gr} - N_{pr}}{N_{gr} + N_{pr}}, \tag{1}$$

onde CD é o coeficiente de disposição; N_{gr} é o número de negócios realizados com um ganho realizado; e N_{pr} é o número de negócios realizados com uma perda realizada. Além disso, $-1 \leq CD \geq 1$. Se o total de operações com ganhos realizados for igual ao total das operações com perdas realizadas, então não há efeito disposição.

Contudo, um dos pontos fracos da abordagem dos autores foi de não considerar os ganhos e perdas como uma proporção em relação a todos os ganhos e perdas possíveis. Em Weber e Camerer (1998) não parecia ser muito relevante calcular o coeficiente de disposição por meio da proporção de ganhos e perdas realizadas, pois as condições experimentais do estudo eram fixas, bem como as variações dos preços dos ativos.

A desvantagem da abordagem de Weber e Camerer (1998) foi resolvida por Odean (1998) ao considerar, além de ganhos e perdas realizados — aqueles que efetivamente se converteram na venda de um ativo —, os ganhos e perdas potenciais, ou não realizados — aqueles que ocorreram enquanto o ativo estava em carteira.

Na abordagem introduzida por Odean (1998), são analisados os ganhos e perdas realizados e não realizados de cada investidor. É uma abordagem muita utilizada e de fácil compreensão. O resultado é expresso por meio de um coeficiente (coeficiente de disposição, *CD*). Se o *CD* for superior a 0, então a conclusão é que o indivíduo apresentou efeito disposição, pois a proporção de ganhos realizados foi superior a proporção de perdas realizadas. A forma de cálculo do *CD* conforme metodologia de Odean (1998) é expressa da seguinte maneira:

$$PGR = \frac{\text{Ganhos realizados}}{\text{Ganhos realizados + potenciais}} = \frac{N_{\text{gr}}}{N_{\text{gr}} + N_{\text{gp}}}, \tag{2}$$

$$PPR = \frac{\text{Perdas realizadas}}{\text{Perdas realizadas + potenciais}} = \frac{N_{\text{pr}}}{N_{\text{pr}} + N_{\text{pp}}}, \tag{3}$$

$$CD = PGR - PPR. \tag{4}$$

onde *PGR* é a proporção de ganhos realizados; *PPR* é a proporção de perdas realizadas; N_{gp} é o número das operações potenciais de ganhos; e N_{pp} é o número das operações potenciais de perdas.

No entanto, apesar de suas vantagens, uma das desvantagens do método de Odean (1998) é que um ganho realizado será contabilizado desta maneira independente da amplitude deste ganho, ou seja, um ganho realizado de 5% terá o mesmo efeito para fins de cálculo do CD que um ganho realizado de 50%. Este argumento não inviabiliza o uso do CD, mas torna-se relevante investigar como os investidores se comportam diante de diversos níveis de retornos possíveis, tanto no campo dos ganhos (retorno positivo), quanto no campo das perdas (retorno negativo).

Quando a abordagem da equação (4) é utilizada, normalmente um teste de diferenças proporções é realizado:

$$Z = \frac{PGR - PPR}{SE}, \tag{5}$$

sendo o erro padrão (*SE*) dado por

$$SE = \sqrt{\frac{PGR(1 - PGR)}{N_{\text{gr}} + N_{\text{gp}}} + \frac{PPR(1 - PPR)}{N_{\text{pr}} + N_{\text{pp}}}}. \tag{6}$$

3.2 Propensão a vender

Conforme mencionado anteriormente, uma das principais desvantagens de mensurar o efeito disposição por meio de um coeficiente consiste no fato de que a magnitude dos ganhos ou das perdas não é considerada. Sendo assim, torna-se relevante o estudo do efeito disposição diante de uma classificação dos retornos em intervalos. Dessa forma, é possível afirmar quais intervalos de retorno aumentam a propensão de um investidor de vender seus ativos em carteira.

Grinblatt e Keloharju (2001) e Kaustia (2010) são exemplos de autores que estimam a propensão dos investidores a vender ativos. Essa propensão à venda pode ser encontrada por meio de modelos de regressão de escolha discreta, como os da família de regressão logística. Assim, é possível estimar a probabilidade dos investidores venderem seus ativos diante de variações nas variáveis explicativas do modelo. Tanto Grinblatt e Keloharju (2001) quanto Kaustia (2010) utilizam o modelo Logit.

O modelo de regressão logística é adequado para trabalhar com situações nas quais a variável dependente (Y) é binária (assume os valores de 0 e 1) e o valor que se busca é a probabilidade (π) de que a Y seja 1 dado o valor de determinada variável x, que poderá tanto ser binária quanto dividida em categorias (Chatterjee & Hadi, 2006; Ryan, 2009). Logo,

$$\text{logit}(\pi) = \ln \frac{\pi}{1-\pi} = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \cdots + \beta_p x_p + \epsilon, \tag{7}$$

que pode ser reescrita da seguinte forma na notação matricial:

$$\text{logit}(\pi) = \mathbf{X}'\mathbf{B}, \tag{8}$$

em que $\mathbf{X}$ é a matriz de variáveis explicativas e $\mathbf{B}$ é a matriz de coeficientes atrelados às variáveis.

No modelo aqui proposto a variável dependente (Y) é binária, na qual se o indivíduo não vender determinado ativo em certo período, então $Y = 0$. Por outro lado, se o indivíduo vender o ativo, então $Y = 1$. A retenção de um ativo em carteira ($Y = 0$) irá resultar em um(a) ganho(perda) não realizado(a) (*GNR* ou *PPR*), enquanto a venda de um ativo ($Y = 1$) resultará em um(a) ganho(perda) realizado(a). Tanto os ganhos ou perdas realizados quanto os não realizados são enquadrados em intervalos de retornos percentuais. Estes intervalos são representados por diversas variáveis independentes (x_p) binárias, as quais assumem o valor de $x_p = 1$ se uma venda foi realizada em determinado período para o intervalo p e $x_p = 0$ se não ocorreu venda naquele intervalo em certo período.

O propósito deste modelo de regressão logística está em identificar quais são os intervalos de retornos, sejam estes positivos ou negativos, que melhor explicam o comportamento de venda dos ativos, ou seja, quando a variável dependente (Y) assume o valor de 1. Conforme a literatura, os indivíduos que apresentam o efeito disposição possuem uma maior propensão em vender os ativos que apresentam pequenos retornos positivos. Por outro lado, retornos negativos tendem a provocar um comportamento de retenção dos ativos em carteira.

4. Materiais e métodos

A forma de análise dos dados será por regressão logística, como mencionado na seção anterior. Nesta regressão a variável dependente é binária, indicando $y = 0$ se o indivíduo manteve certo ativo em carteira para determinado período e $y = 1$ caso o indivíduo tenha realizado uma venda. As variáveis independentes são também binárias e servem para categorizar o retorno obtido com a operação — seja uma venda realizada ou a manutenção do ativo em carteira — em intervalos percentuais negativos e positivos.

A metodologia deste artigo foi inspirada em Kaustia (2010). O autor classificou os intervalos de retornos em variáveis binárias a cada 10%. Além disso, adicionou dois intervalos com amplitude de 5%: i) de 0% até −5% e ii) de 0% até +5%, sendo que o intervalo positivo de 0% até +5% foi retirado do modelo para evitar problemas da "armadilha da variável *dummy*" e também servir como parâmetro para a análise dos coeficientes.

Neste artigo, porém, os retornos foram segregados em classes de 5%, e não 10% como em Kaustia (2010). Uma vez que a base contempla tanto operações com retornos mais expressivos quanto com pequenos retornos — positiva e negativamente —, quanto maior for a amplitude dos intervalos de retornos mais informação é perdida. Sendo assim, e levando em consideração que a base de dados trabalhada nesta pesquisa possui informações suficientes para que os retornos sejam classificados em pequenos intervalos e a relevância estatística não seja comprometida, optou-se por segregar todos em os intervalos de retornos a cada 5%. No total foram analisados 31 intervalos de retornos.

4.1 Dados da B3

Esse artigo utiliza uma base de dados única, nunca antes utilizada para a realização de qualquer trabalho científico no Brasil. A base foi adquirida pelo Grupo de Pesquisa cadastrado no CNPQ "Finanças e Análise de Investimentos" junto à B3. Contempla o saldo diário de todas as operações de compra e venda realizadas por todos os investidores listados na Bolsa, durante 1º de janeiro de 2012 até 31 de outubro de 2014, compreendendo o período de 2 anos e 10 meses. Antes de qualquer filtro a base possuía um total aproximado de 60 milhões de operações de compra e venda.

Ao comparar a base de dados aqui utilizada com publicações internacionais, o número de investidores e, consequentemente, o número de observações analisadas nesta pesquisa são consideravelmente superiores, pois esta pesquisa não utiliza base disponibilizada por uma única corretora ou apenas uma amostra de alguns investidores — como em Odean (1998) ou Kaustia (2010) —, mas utiliza uma base completa de todo o mercado acionário brasileiro, disponibilizada diretamente pela B3.

Foi enviada pela B3 uma tabela de dados contendo as operações dos investidores durante o período da amostra — chamada de tabela de "operações". No decorrer de todo o tempo da amostra um total de 662.934 investidores foram contemplados pelos dados analisados.

A Tabela 1 relaciona a quantidade de investidores cadastrados na Bolsa por tipo. O tipo de investidor mais relevante em termos de quantidade é composto pelas pessoas físicas, compreendendo aproximadamente 94% do total de cadastros da Bolsa. Os demais tipos mais representativos são as sociedades (2,95%); e o investidor estrangeiro — pessoa física não residente (1,5%). Todos os demais tipos representam menos de 1% do total de cadastros. Vale ressaltar que as estatísticas descritivas apresentadas na Tabela 1 mostram as quantidades de investidores. O impacto percentual de cada investidor muda se a análise for focada no

Tabela 1. Quantidade de investidores por tipo.

Descrição	Código	Quantidade	% do total
Pessoa física	1	505.233	93,93654
Sociedades (SA's, civis, por cotas)	18	15.889	2,95420
Investidor Estrangeiro – PF não residente	29	7.937	1,47570
Fundos mútuos	17	3.783	0,70336
Clubes de investimentos	8	2.961	0,55053
PF – profissional de mercado	2	799	0,14856
Fundos de previdência social	15	214	0,03979
Sociedades corretoras	20	94	0,01748
Bancos comerciais	4	74	0,01376
Distribuidoras	11	47	0,00874
Sociedades corretoras de outras praças	21	45	0,00837
Bancos de investimentos	6	15	0,00279
Demais tipos de investidores	–	754	0,14019
Total		537.845	100%

Nota: A tabela apresenta a participação percentual da quantidade de cada tipo de investidor listado na B3. Os dados representam uma descrição do começo do período analisado — janeiro de 2012. O maior número de participantes do mercado de ações brasileiro é composto por pessoas físicas.

volume de transações realizadas. Obviamente, um fundo de investimento, por exemplo, opera muito mais recursos, em média, do que uma pessoa física.

Para manter um número mínimo de observações e viabilizar as análises estatísticas, as análises dos dados foram feitas para os 12 mais relevantes tipos de investidores. Seguem detalhes sobre as classificações realizadas (exatamente com os mesmos nomes dos dados originais):

- **12 tipos de investidores com maior representatividade** — mais de 99% da quantidade de investidores cadastrados e 99,95% do total de operações realizadas, em ordem alfabética: bancos comerciais, bancos de investimentos, clubes de investimentos, distribuidoras, fundos de previdência social, fundos mútuos (fundos de investimentos), investidor estrangeiro pessoa física não residente, pessoa física, pessoa física profissional de mercado, sociedades corretoras de outras praças, sociedades (SA's, civis, por cotas), sociedades corretoras;

- **Demais tipos de investidores** — menos de 1% do total de investidores cadastrados e 0,05% da quantidade de operações realizadas: investidor estrangeiro pessoa jurídica não residente, sociedades financeiras e de crédito imobiliário, companhias seguradoras, outras pessoas jurídicas, empresas e orgãos públicos, investidor estrangeiro com CGP,[1] investidor não residente (antigo), bolsas de valores e mercadorias.

4.2 Construção das carteiras dos investidores

Para ser possível calcular o efeito disposição, tanto pelo coeficiente de disposição quanto pela análise da propensão à venda, é necessário mensurar tanto o retorno de operações finalizadas (quando ocorre a venda), quanto retornos não realizados. Os retornos realizados são aqueles frutos de uma operação de venda; já os retornos não realizados são oriundos de uma retenção de ativo em carteira, ou seja, uma não venda. Esses retornos não realizados representam o quanto um investidor deixou de ganhar (ou perder) por não ter finalizado sua operação em determinado momento.[2] A seguir, a base de dados utilizada é descrita em detalhes.

Os retornos não realizados não estavam presentes na base de dados adquirida junto à B3. Por isso, foi necessário construir as carteiras diárias para todos os investidores. Isso foi possível por meio de um algoritmo desenvolvido pelos autores. Para isso, uma série de procedimentos foram adotados conforme metodologia também utilizada por Kaustia (2010):

a) A carteira de cada investidor foi construída com base nas operações disponíveis durante o período de análise, ou seja, as operações de compra que ocorreram durante o período trabalhado, mas que não possuíam uma venda vinculada, foram desconsideradas. Um procedimento análogo foi adotado para vendas a maior em elação a quantidade de ativos em carteira. Estes procedimentos, apesar de provocarem uma redução na quantidade de observações, evitam inferências imprecisas que seriam necessárias no caso dessas operações serem utilizadas nas análises.

[1] Este é um tipo de investidor estrangeiro pessoa jurídica que atende requisitos de capital de giro próprio mínimos impostos pela B3.

[2] Para complementar a discussão sobre ganhos ou perdas realizados ou não realizados ver Odean (1998, p.1781).

b) Foram consideradas as operações líquidas para o dia, pois os dados já foram entregues pela B3 com base no saldo diário das operações por investidor. Este, porém, foi o mesmo procedimento adotado em Kaustia (2010). Exemplificando, se o investidor comprou 500 ações do ativo VALE5 pela manhã, mas vendeu 300 pelo período da tarde do mesmo dia, então a informação de acesso nesta pesquisa foi uma compra de 200 ações do ativo VALE5 para aquele dia, representando o saldo entre o que foi comprado e vendido.

c) Cada operação de venda gerou uma observação de retorno realizado.

d) O preço médio de compra foi encontrado pelo critério FIFO (*first in, first out*), ou seja, a cada venda de determinada quantidade de um ativo em carteira o preço médio era recalculado, excluindo os preços de compra inciais, em uma quantidade proporcional aos ativos vendidos.

e) Os prazos das operações foram calculados pelo prazo médio ponderado entre as datas e quantidades compradas de cada ativo; adicionalmente, o cálculo dos prazos também seguiu o critério FIFO, ou seja, em casos de várias operações baseadas no mesmo ativo, quando parte das ações de um ativo era vendida, o prazo era recalculado excluindo os ativos por ordem de compra.

f) Os retornos realizados, isto é, aqueles obtidos em cada operação de venda, foram calculados da seguinte forma:

$$\text{retorno realizado} = \frac{\text{preço de venda}}{\text{preço médio de compra}}.$$

g) Os retornos não realizados, isto é, aqueles obtidos entre a data de compra e a data de venda do ativo, foram calculados da seguinte forma:

$$\text{retornos não realizados} = \frac{\text{cotação de fechamento do ativo}}{\text{preço médio de compra}}.$$

h) Os retornos não realizados foram calculados supondo a venda de toda a posição do investidor naquele ativo.

Alguns procedimentos adicionais foram necessários devido às características peculiares da base de dados utilizada nesta pesquisa, conforme detalhes a seguir:

- Uma vez que a tabela de operações, cedida pela B3, não estava atualizada por proventos, esta correção foi necessária. No caso de agrupamentos e desdobramentos (*splits*/*inplits*), os preços de compra foram multiplicados pela razão do evento, obtida pelo pacote `Quantmod` do R, importando os dados do portal *Yahoo Finance*.
- O cálculo dos dividendos e juros sobre capital próprio foi realizado importando os dados do *Yahoo Finance*.
- Para cada ativo, foram agregados os dados ao nível do investidor. O identificador de cada investidor foi o CPF/CNPJ mascarado por uma codificação desenvolvida pela própria B3, sem que o pesquisador tivesse acesso aos dados reais, preservando a identidade e garantindo o sigilo de cada investidor.

Essas restrições se fizeram necessárias para viabilizar o estudo, permitir resultados robustos e evitar inferências imprecisas. Sendo assim, algumas das limitações deste artigo, devido às características da base, foram: i) as operações anteriores a janeiro de 2012 foram

desconsideradas, devido à falta de dados disponíveis na base, fazendo com que o preço médio calculado fosse uma *proxy* para estes casos especificamente — este é o mesmo procedimento já adotado por outros pesquisadores, como Odean (1998); ii) algumas operações de investidores que possuem estratégias de investimento de longo prazo, realizando pouquíssimas transações ao longo de um ano, podem não ter sido contempladas nas análises, pois o período disponível compreendeu pouco menos de 3 anos.

O algoritmo construído foi responsável por consolidar os dados em uma única matriz de dados, informando todas as observações de retorno de cada operação, tanto realizados quanto não realizados. Para que o algoritmo pudesse trabalhar corretamente foi necessário realizar a entrada dos seguintes dados:

- Cotação: preço de fechamento das ações em pregões da B3;
- Dividendos: data e valor dos dividendos pagos aos acionistas como remuneração ao capital próprio;
- Razão de *splits/inplits*: data e razão do evento ocorrido, tanto agrupamentos (*inplits*), quanto desdobramentos (*splits*).

Exemplo da tabela de dados após a criação das carteiras

A Tabela 2 apresenta um exemplo de uma operação de compra atrelada a uma respectiva venda posterior. Esse exemplo é o caso mais simples de operação e é apresentado na tabela para facilitar a compreensão do leitor.

A operação apresentada na Tabela 2 durou apenas 3 dias até ser finalizada. Nesse exemplo, o investidor sob análise vendeu todos os seus ativos da ação ITSA4. Contudo, em diversas outras situações ao longo da base de dados, os investidores realizaram vendas ou compras parciais. Nos casos de operações parciais foi utilizado o critério do preço e do prazo médio, calculado da maneira "*first in, first out*" (FIFO).

Após executar o algoritmo e consolidar todas as operações na base de dados, os dados resultantes ficaram como é apresentado na Tabela 3. A tabela apresenta o preço médio de compra (PMC); os retornos diários na base "1", ou seja, para encontrar o retorno em percentual basta subtrair "1" do valor de retorno na base "1" encontrado e multiplicar por 100; o número de dias de duração da operação; e uma variável binária que indica se o investidor realizou uma venda do ativo em determinado período (realizado = 0), ou reteve o ativo em carteira em dado período (realizado = 1).

Tabela 2. Exemplo dos dados não tabulados.

Data	Ação	Operação	ID do investidor	Tipo do investidor	País	PMC	Qtde
19/06/12	ITSA4	C	46800000177035	1	BRA	9,14	800
22/06/12	ITSA4	V	46800000177035	1	BRA	8,47	800

Nota: Esta tabela é um exemplo de uma operação no formato original dos dados, isto é, sem tratamento ou tabulação. Neste caso o investidor é uma pessoa física ("tipo do investidor" = 1) que comprou 800 ações do ativo ITSA4 e vendeu toda sua posição após 3 dias. Considere "PMC" como preço médio de compra e "ID do investidor" como um valor mascarado do CPF ou CNPJ do investidor. Por questões de segurança dos dados, não tivemos acesso aos números reais destes cadastros.

Tabela 3. Exemplo dos dados tabulados.

ID do investidor	Tipo do investidor	Ação	Qtde em carteira	PMC	Retorno na base 1	Dias	Data	Realizado
46800000177035	1	ITSA4	800	9,14	0,9701	1	20/06/12	0
46800000177035	1	ITSA4	800	9,14	0,9280	2	21/06/12	0
46800000177035	1	ITSA4	800	9,14	0,9267	3	22/06/12	1

Nota: Esta tabela é um exemplo de uma operação após passar pelos tratamentos necessários. Neste caso o mesmo investidor da Tabela 2 realizou uma operação de 3 dias, na qual ele teve dois retornos não realizados ("Realizado" = 0) e um retorno realizado, que, neste exemplo, finalizou a operação, gerando um retorno negativo de $0{,}9267 - 1$, ou −7,33%.

5. Resultados

Nesta seção são apresentados os resultados obtidos. Inicialmente são apresentadas algumas estatísticas descritivas sobre os retornos obtidos nas operações. Depois, seguem os resultados acerca da abordagem de Odean (1998) para mensurar o efeito disposição. Finalmente, são reportados os resultados obtidos com a análise da propensão à venda do investidor brasileiro, com abordagem inspirada em Kaustia (2010).

5.1 Estatísticas descritivas dos retornos

A Tabela 4 mostra as estatísticas dos retornos por tipo de investidor. A tabela está organizada por ordem decrescente para o retorno médio de todas as operações de vendas realizadas pelos investidores.

A Tabela 4 considera os retornos que efetivamente foram obtidos, deixando de lado os retornos não realizados, os quais são necessários para as análises do efeito disposição. Percebe-se que os investidores institucionais são os que estão nas primeiras linhas da tabela, indicando que obtiveram as maiores médias de retornos durante os 2 anos e 10 meses de análise. Além disso, a Tabela 4 apresenta um coeficiente de risco/retorno ($DP/\boldsymbol{R}_m$), que relaciona o desvio padrão dos retornos dos investidores com seus retornos médios. A razão resultante mostra o quanto cada tipo de investidor está disposto a assumir de risco para cada unidade adicional de retorno.

Os investidores pessoa física e pessoa física profissional de mercado, conforme a Tabela 4, apesar de não terem apresentado os maiores retornos e nem os maiores desvios padrões, ficaram entre os tipos de investidores com maior coeficiente $DP/\boldsymbol{R}_m$, indicando que, proporcionalmente aos retornos obtidos, foram os investidores que correram mais risco em suas operações.

Ainda na Tabela 4, além dos dados de retornos e de risco, foram também incluídas estatísticas descritivas sobre o total de operações de venda e de observações utilizadas nas análises. É preciso observar que para os casos em que foram constatadas poucas observações, as estatísticas de retornos podem não representar o real comportamento do tipo de investidor em questão.

5.2 Análise do coeficiente de disposição

A Tabela 5 apresenta o resultado do coeficiente disposição conforme proposto por Odean (1998). A tabela apresenta o resultado para todos os tipos de investidores. Enquanto a Tabela 4 está organizada do maior retorno médio para o menor, a Tabela 5 está organizada também em ordem decrescente, mas para o coeficiente de disposição.

Tabela 4. Estatísticas descritivas de retorno e vendas.

Investidor	Retorno médio (%)	Retorno máximo (%)	Retorno mínimo (%)	Desvio padrão (%)	DP/R_m	Total de vendas (mil)	Total de vendas não realizadas (mil)	Total de observações (mil)
Fundos de previdência social	7,01	1.396,17	−98,99	55,17	7,87	67	7.866	7.933
Invest. Estrang. – PF não resid.	3,99	1.620,35	−99,60	39,22	9,83	1.917	141.176	143.090
Clubes de investimentos	3,83	1.440,03	−99,59	40,41	10,55	336	20.940	21.275
Bancos comerciais	3,64	698,72	−99,38	30,13	8,28	72	4.031	4.103
Fundos mútuos	3,34	1.458,24	−99,42	31,10	9,31	3.034	210.269	213.298
Bancos de investimentos	3,01	694,38	−98,29	20,56	6,83	9	340	349
Sociedades (SA's, civis, cotas)	2,47	1.387,42	−99,59	31,66	12,82	174	7.156	7.329
Distribuidoras	1,98	1.302,73	−98,94	46,82	23,65	45	1.291	1.336
Sociedades corretoras	1,97	1.412,32	−99,40	24,56	12,47	151	7.294	7.443
Soc. corret. de outras praças	1,51	870,07	−99,10	30,01	19,87	47	1.765	1.811
Pessoa física	1,03	1.517,41	−99,68	22,54	21,88	9.185	321.382	330.485
PF – profissional de mercado	0,88	1.793,75	−99,44	18,99	21,58	137	3.586	3.720

Nota: A tabela apresenta as estatísticas descritivas das operações de vendas realizadas durante o período de janeiro de 2012 até outubro de 2014. A tabela está organizada por ordem decrescente do retorno médio. Percebe-se que todos os investidores com maior retorno são institucionais. Os tipos de investidores pessoa física cadastrados na Bolsa estão ao fim da tabela. A tabela também apresenta o indicador DP/R_m, que é resultado da divisão do desvio padrão dos retornos pelo retorno médio, mostrando o quanto cada tipo de investidor assume de risco para cada unidade de retorno. Vale ressaltar que os investidores "pessoa física" e "pessoa física profissional de mercado" estão entre os tipos de investidores que assumiram maiores riscos em suas operações — em termos médios.

Tabela 5. Coeficiente de disposição por tipo de investidor.

Investidor	N_{gr} (mil)	N_{gp} (mil)	N_{pr} (mil)	N_{pp} (mil)	PGR	PPR	CD	X^2 $(PGR \neq PPR)$
Pessoa física	5.108	147.097	3.996	174.285	0,0336	0,0224	0,0111	> 5.000***
Sociedades (SA's, civis, cotas)	101	3.572	73	3.584	0,0274	0,0198	0,0075	4.500***
PF – profissional de mercado	73	1.784	61	1.802	0,0394	0,0328	0,0066	1.163***
Distribuidoras	21	592	24	699	0,0343	0,0331	0,0012	15***
Clubes de investimentos	188	11.388	147	9.553	0,0163	0,0151	0,0011	445***
Fundos de previdência social	37	4.463	30	3.403	0,0083	0,0086	−0,0004	29***
Fundos mútuos	1.620	116.437	1.410	93.832	0,0137	0,0148	−0,0011	4.396***
Invest. Estrang. – PF não resid.	1.018	79.676	897	61.500	0,0126	0,0144	−0,0018	8.164***
Sociedades corretoras	75	3.954	73	3.341	0,0187	0,0214	−0,0028	719***
Soc. corret. de outras praças	23	920	23	846	0,0240	0,0270	−0,0030	159***
Bancos comerciais	36	2.257	36	1.775	0,0157	0,0197	−0,0040	929***
Bancos de investimentos	5	205	4	134	0,0240	0,0314	−0,0074	177***

Notas: Essa tabela mostra os resultados da abordagem de Odean (1998) aplicada a todos os investidores listados na bolsa brasileira. Os investidores pessoa física, incluindo os listados como profissionais de mercado, estão entre os tipos que mais apresentaram um coeficiente de disposição (CD) positivo. Os fundos de investimentos e outros investidores institucionais, por sua vez, apresentaram CD levemente negativo, mas com significância estatísica. Vale ressaltar que o teste qui-quadrado de diferença de proporções realizado foi bilateral. Portanto, é preciso analisar a significância estatística em conjunto com o sinal do coeficiente de disposição.
*significativo a 10%; **significativo a 5%; ***significativo a 1%.

Ao comparar as tabelas 4 e 5 percebe-se que os investidores institucionais com maior retorno médio nas operações de vendas realizadas estão entre os tipos de investidores com menor coeficiente de disposição. Apesar do foco dessa pesquisa não ter sido analisar relações causais entre retorno e o efeito disposição, as tabelas aqui apresentadas mostram que, em média, os investidores com maiores retornos foram também os que possuíram menores coeficientes de disposição, mensurado pela abordagem de Odean (1998).

Nesse mesmo sentido, essa pesquisa corrobora com Odean (1998, p.1797), o qual afirma que os investidores individuais demonstraram uma significativa preferência em vender ativos ganhadores e manter ativos perdedores. Para o autor, esse comportamento do investidor não parece ser motivado pelo desejo de rebalancear a carteira. Nem é justificado pelo subsequente desempenho da carteira. Isto leva, na verdade, a baixos retornos (Odean, 1998, p.1797).

Uma das diferenças que pode ser percebida entre os resultados com dados reais de mercado aqui encontrados e resultados de dados experimentais, de pesquisas como Prates (2012) e da Costa, Goulart, Cupertino, Macedo, e da Silva (2013), é que as proporções — *PGR* e *PLR* — foram consideravelmente menores nas análises com dados reais de mercado na presente pesquisa.

Para facilitar a observação, a Figura 1 complementa a análise da Tabela 5, contendo os resultados do coeficiente de disposição, proporção de ganhos e de perdas realizadas. A Figura 1 contém os principais tipos de investidores em termos de quantidade de observações.

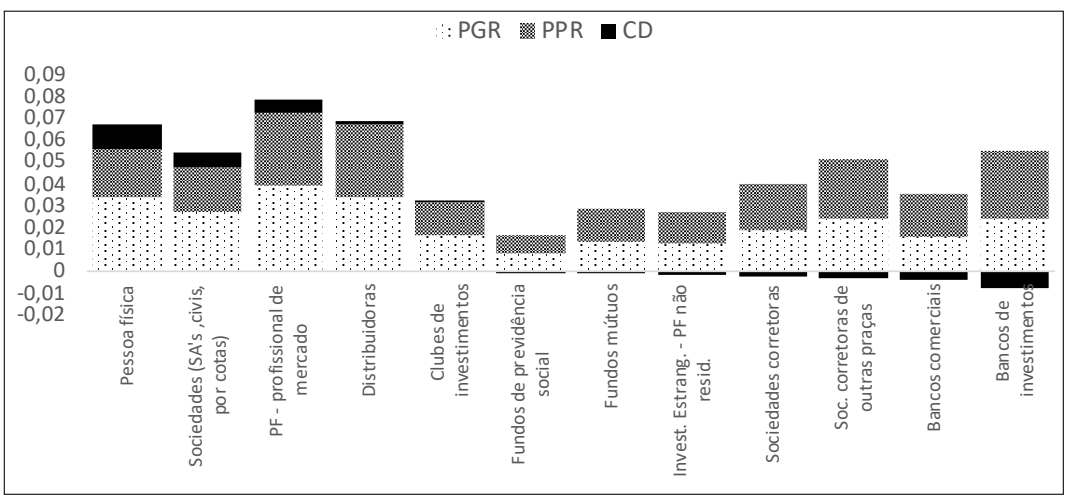


Figura 1. *CD*, *PGR* e *PPR* para os principais tipos de investidores.

5.3 Análise da propensão à venda do investidor brasileiro

Conforme já mencionado, foi estimada a propensão à venda do investidor brasileiro seguindo uma abordagem similar a de Kaustia (2010). A Tabela A-1 no Apêndice mostra os coeficientes obtidos com a estimação dos modelos Logit. Cabe lembrar que o teste realizado para verificar a significância estatística dos coeficientes foi o teste de Wald. Foi rodado um modelo para cada tipo de investidor. No total, os dados cedidos pela B3 possuíam 20 tipos diferentes de investidores. Contudo, para realizar os testes estatísticos foi necessário que a amostra possuísse observações para todos os intervalos de retornos, em todos os tipos de investidores. Sendo assim, as regressões foram aplicadas aos 12 tipos de investidores com maior representatividade em termos de operações realizadas. Os demais tipos tiveram seus

dados agregados e foram analisados conjuntamente. Mais detalhes sobre as classificações dos tipos de investidores foram apresentadas na seção de materiais e métodos.

Sobre a análise dos coeficientes apresentados na Tabela A-1, algumas observações tornam-se relevantes. Em primeiro lugar, a maior parte dos coeficientes apresentou sinal negativo e significância estatística a pelo menos 1%. Isso ocorreu porque o sinal do coeficiente indica o impacto na probabilidade estimada. Nesse modelo, para evitar a chamada "*dummy variable trap*", foi retirada a variável *dummy* do intervalo de retorno de −0,5% até +0,5% do modelo e incluído um vetor de "uns" — o intercepto. Sendo assim, a interpretação dos coeficientes deve ser feita em relação à probabilidade de ocorrência de retornos entre −0,5% até +0,5%. Como nesse intervalo de retorno, em geral, houve uma alta probabilidade de ocorrência de vendas, então a maior parte dos coeficientes foi negativa.

Em segundo lugar, os bancos comerciais não apresentaram significância estatística para os coeficientes negativos mais extremos, com exceção do coeficiente representativo do intervalo com retornos inferiores à −70%. Esse resultado indica que, para esse tipo de investidor, grandes retornos negativos não influenciam de forma significativa o comportamento de venda.

Em terceiro lugar, nos fundos de previdência social, quase todos os intervalos de retorno, tanto negativos quanto positivos, apresentaram algum nível de significância estatística. Contudo, o primeiro intervalo positivo — de 0,05% até 5% — não foi estatisticamente significativo, indicando que pequenos retornos positivos impactam pouco na propensão à venda dos fundos de previdência social.

Além disso, a Tabela A-2 do Apêndice mostra as probabilidades estimadas com o modelo Logit. Para facilitar a visualização, as Figuras 2 e 3 representam graficamente a tabela. Pela análise das probabilidades, percebe-se que o investidor pessoa física de maneira geral, incluindo o investidor pessoa física profissional de mercado, possuem uma propensão de venda entre os intervalos de retornos bastante diferente de alguns dos tipos de investidores institucionais mais representativos do mercado, como fundos de investimentos, clubes e bancos comerciais, por exemplo.

A Figura 2 mostra o comportamento de propensão à venda das pessoas físicas, sociedades em geral e sociedades corretoras. Esses investidores possuíram um comportamento bastante similiar quanto à probabilidade de realizar uma venda. Apresentaram claramente uma maior propensão à venda em pequenos intervalos positivos de retornos — principalmente até +10%. Depois de +10%, de forma geral, quanto maior o retorno positivo, menor foi a probabilidade de uma venda ser realizada para esses investidores. Operações com retornos extremos positivos apresentaram uma probabilidade ínfima de realização de uma venda.

Ainda para os investidores mencionados na Figura 2, para os intervalos negativos a probabilidade de realização de uma venda foi bastante baixa, especialmente para os menores retornos negativos (até −5%), em que a probabilidade de realização de uma venda foi praticamente igual a zero. Para os demais níveis de retornos negativos a propensão à venda para os investidores da Figura 2 se manteve relativamente constante, sendo que se tornou maior nos retornos extremos negativos (menores do que −60%).

Já a Figura 3 mostra os resultados da propensão à venda para fundos de investimentos, clubes de investimentos, fundos de previdência social e investidores estrangeiros. Quanto aos pequenos retornos positivos (até +10%), os investidores estrangeiros e clubes de investimentos possuíram uma maior probabilidade de venda em relação aos respectivos intervalos de retorno no âmbito negativo (até −10%). Já os os fundos mútuos (fundos de investimentos)

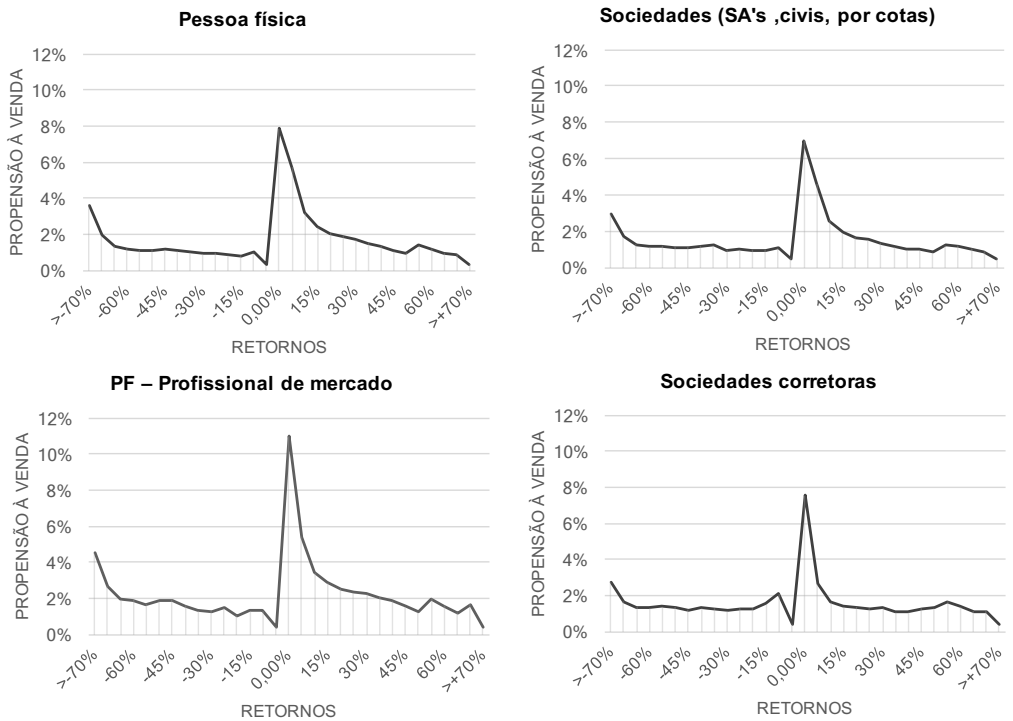


Figura 2. Propensão à venda para pessoa física e sociedades.

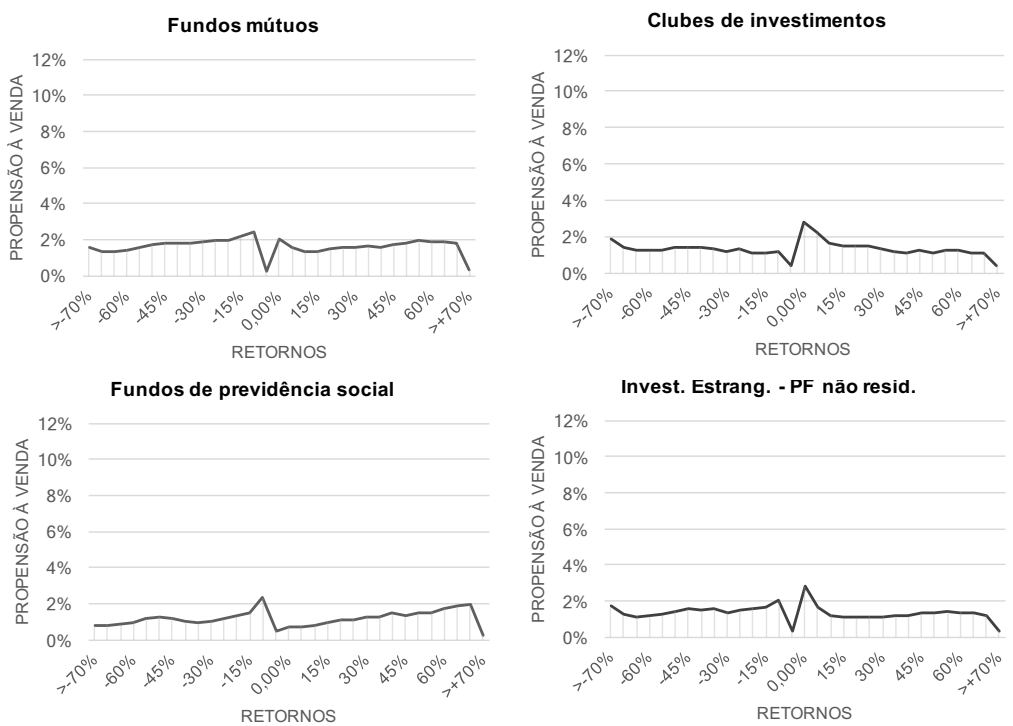


Figura 3. Propensão à venda para investidores institucionais e estrangeiros.

e fundos de previdência social possuíram uma maior propensão à venda nos intervalos de retorno de 0% até −10% do que nos intervalos positivos até +10%.

Ainda na Figura 3, para os fundos de previdência social, a probabilidade de realizar uma venda nos intervalos de retornos positivos mostrou-se baixa nos pequenos ganhos, mas tornou-se cada vez maior à medida em que uma operação resultava em maior retorno. Contudo, para retornos positivos extremos os fundos de previdência social demonstraram uma baixa propensão à venda, assim como os demais tipos de investidores apresentados na Figura 3.

Os gráficos da Figura 4 apresentam a propensão à venda para os bancos comerciais, bancos de investimentos, distribuidoras e sociedades corretoras de outras praças. Estes investidores possuem padrões de propensão à venda que não são facilmente comparados com outros tipos de investidores que foram agregados nas Figuras 2 e 3. Os bancos comerciais possuem uma baixa probabilidade de efetuar vendas de forma geral, sendo que retornos negativos apresentam, na maior parte dos intervalos de retorno, uma maior probabilidade de venda. As sociedades corretoras de outras praças apresentam uma propensão à venda similar às sociedades corretoras, porém, os intervalos de retorno negativos possuem, em média, retornos superiores às operações com retornos positivos.

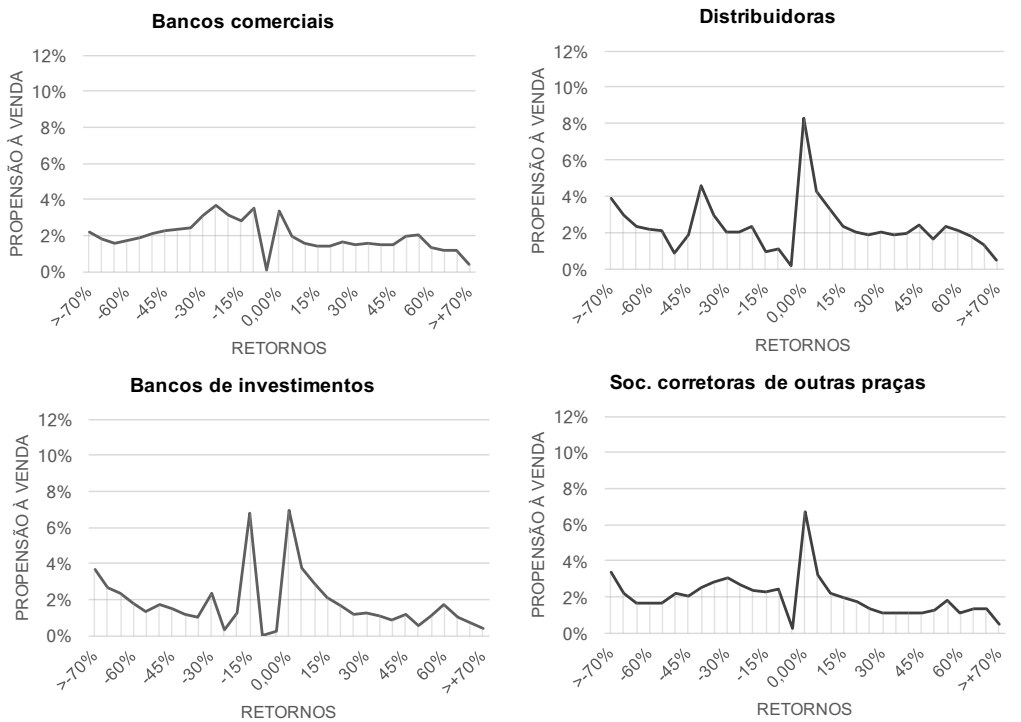


Figura 4. Propensão à venda para bancos, distribuidoras e corretoras de outras praças.

6. Considerações finais

Esta pesquisa possui grande relevância em seus resultados por trabalhar com uma base de dados de investidores reais, representativa de todo o mercado de ações brasileiro, durante

2 anos e 10 meses. Todas as análises realizadas foram segregadas por tipo de investidor, considerando a classificação de uso da B3.

Em um primeiro momento foi analisado o coeficiente de disposição, obtido por meio da subtração da proporção de ganhos realizados da proporção de perdas realizadas — conforme Odean (1998). Os resultados encontrados seguem a linha de pesquisas já realizadas, como (Odean, 1998, Frazzini, 2006, da Costa, Macedo, Zindel, & Arruda, 2007), e indicam que investidores pessoa física são afetados pelo efeito disposição em um maior nível que os investidores institucionais de maneira geral. Além disso, alguns dos tipos de investidores que apresentaram maior coeficiente de disposição obtiveram baixos níveis de retorno médio, como foi o caso das pessoas físicas.

Em um segundo momento foi feita uma análise da propensão à venda dos investidores diante de diversos níveis de retornos. Os resultados corroboram com Kaustia (2010) em alguns aspectos, mas divergem em outros. Por exemplo, a propensão à venda encontrada no trabalho de Kaustia foi em geral maior em todos os intervalos de retornos positivos quando comparados com os intervalos de retornos negativos. Contudo, nessa pesquisa apenas nos pequenos retornos positivos — até cerca de +15% — que a maior parte dos investidores apresentou uma maior propensão à venda em relação aos intervalos de retornos negativos.

Um dos resultados mais evidentes desse ensaio é que todos os tipos de investidores apresentaram uma baixíssima propensão à venda em operações com pequenos retornos negativos (até −5%). Em contrapartida, todos os tipos de investidores apresentaram uma maior propensão à venda em retornos de até +5% quando feita uma comparação com a propensão à venda para até −5%. Ou seja, os resultados mostram que para todos os tipos de investidores a propensão à venda se torna menor no ponto em que uma operação deixa de ter retorno positivo e passa a ter retorno negativo. No entanto, existem diferenças expressivas entre a intensidade das probabilidades de venda em relação aos intervalos de retornos dependendo do tipo de investidor.

Pela variação da probabilidade de venda nos diferentes intervalos de retornos, os resultados mostram que alguns investidores possuíram um comportamento dentro do que é previsto na literatura no efeito disposição, ou seja, uma forte tendência a realizar pequenos ganhos e reter as perdas.

A literatura de finanças comportamentais mostra que o efeito experiência de mercado pode auxiliar na redução de alguns vieses comportamentais, como o efeito dotação (List, 2003) e o efeito disposição (da Costa et al., 2013, 2007), por exemplo. Da mesma maneira, os resultados aqui encontrados apontam para a possibilidade de que o efeito experiência pode ser um fator que leva a reduzir o impacto gerado pelo efeito disposição; e também que provoca uma mudança no comportamento de propensão à venda. Além disso, na análise da propensão à venda percebeu-se que mesmo investidores pessoa física classificados como profissionais de mercado apresentaram um comportamento de venda bastante similar ao investidor pessoa física. Apenas investidores institucionais mais sofisticados como fundos de investimentos e fundos de previdência social, por exemplo, mostraram diferenças mais claras na propensão à venda em relação aos investidores pessoas físicas.

De forma geral, essa pesquisa mostra que o investidor brasileiro é afetado pelo efeito disposição em suas decisões. Embora o objetivo desse estudo não tenha sido verificar relações causais entre o efeito disposição e o retorno, percebe-se que os tipos de investidores com maior efeito disposição estavam entre os com menores retornos médios. Além disso, os investidores brasileiros possuem uma maior probabilidade de realizar ganhos do que perdas em praticamente todos os tipos de investidores. No entanto, os investidores pessoa

física se mostraram muito mais propensos a realizar pequenos ganhos do que outros tipos de investidores institucionais. Por outro lado, para pequenas perdas, todos os tipos de investidores apresentaram uma baixa probabilidade de realizar vendas, provocando um comportamento na forma de "V" na propensão à venda para pequenos retornos, tanto negativos quanto positivos. Porém, esse comportamento na forma de "V" não foi tão expressivo para o investidor brasileiro como em Ben-David e Hirshleifer (2012), em que este padrão foi observado em toda a amplitude de retornos analisados.

Uma das questões a ser considerada em pesquisas futuras é o dinamismo do preço de referência. Conforme Arkes, Hirshleifer, Jiang, e Lim (2008) o ponto de referência se move de acordo com ganhos ou perdas anteriores. Além disso, o ajustamento é assimétrico, pois as pessoas tendem a se adaptar mais facilmente a ganhos do que a perdas. Uma possível análise a ser explorada a respeito deste aspecto é considerar outros pontos de referência para definir ganhos ou perdas, como o último preço de compra, preço máximo ou mínimo, entre outros. Um segundo tópico a ser explorado é o impacto do tempo de duração de uma operação no coeficiente de disposição, na propensão à venda e também nos níveis de retornos obtidos, com base nas metodologias de Odean (1998), Grinblatt e Keloharju (2001), Kaustia (2010) e Ben-David e Hirshleifer (2012). Por fim, um último tópico a ser explorado em pesquisas futuras é uma investigação detalhada sobre a capacidade da teoria do prospecto explicar o efeito disposição. A teoria do prospecto é uma das mais importantes referências para as finanças comportamentais, mas já tem sido questionada por alguns pesquisadores (Kaustia, 2010). A teoria do prospecto supõe que a propensão à venda reduz conforme há um distanciamento do preço de uma ação em carteira para qualquer direção, a partir do ponto de referência. Esta pesquisa mostrou que a propensão à venda do investidor brasileiro não se comporta exatamente conforme os padrões da teoria do prospecto, tanto em um contexto experimental quanto com dados de mercado, abrindo caminho para o desenvolvimento de novos estudos.

Referências bibliográficas

Arkes, H. R., Hirshleifer, D., Jiang, D., & Lim, S. (2008). Reference point adaptation: Tests in the domain of security trading. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, *105*(1), 67–81. http://dx.doi.org/10.1016/j.obhdp.2007.04.005

Barberis, N., & Xiong, W. (2009). What drives the disposition effect? An analysis of a long-standing preference-based explanation. *Journal of Finance*, *64*(2), 751–784. http://dx.doi.org/10.1111/j.1540-6261.2009.01448.x

Barberis, N., & Xiong, W. (2012). Realization utility. *Journal of Financial Economics*, *104*(2), 251–271. http://dx.doi.org/10.1016/j.jfineco.2011.10.005

Ben-David, I., & Hirshleifer, D. (2012). Are investors really reluctant to realize their losses? Trading responses to past returns and the disposition effect. *The Review of Financial Studies*, *25*(8), 2485–2532. http://dx.doi.org/10.1093/rfs/hhs077

BMFBovespa. (2016). *BMFBovespa: Perfil e histórico.* Acessado em 2016-04-22: http://ri.bmfbovespa.com.br/static/ptb/perfil-historico.asp?idioma=ptb

Braga, R., & Fávero, L. P. (2016). Um ensaio sobre o efeito disposição na realização de ganhos e perdas em investimentos. *Advances in Scientific & Applied Accounting*, *9*(1), 41–57. http://dx.doi.org/10.14392/asaa.2016090103

Bruhin, A., Fehr-Duda, H., & Epper, T. (2010). Risk and rationality: Uncovering heterogeneity in probability distortion. *Econometrica*, *78*(4), 1375–1412. http://dx.doi.org/10.3982/ECTA7139

Chatterjee, S., & Hadi, A. S. (2006). *Regression analysis by example* (4ª ed.). Hoboken: John Wiley & Sons.

da Costa, N., Jr., da Silva, S., Cupertino, C. M., & Goulart, M. A. d. O. V. (2008, 6–10 de setembro). Efeito disposição e experiência: Um teste de laboratório no Brasil. *In XXXII Encontro da ANPAD*, Rio de Janeiro. http://www.anpad.org.br/admin/pdf/TC%20FIN-A954.pdf

da Costa, N., Jr., Goulart, M., Cupertino, C., Macedo, J., Jr., & da Silva, S. (2013). The disposition effect and investor experience. *Journal of Banking and Finance*, *37*(5), 1669–1675. http://dx.doi.org/10.1016/j.jbankfin.2012.12.007

da Costa, N., Jr., Macedo, J. S., Jr., Zindel, M. T. L., & Arruda, P. B. (2007). Efeito disposição e experiência no mercado financeiro. *Revista de Economia e Administração*, *6*(4), 447–463. http://dx.doi.org/10.11132/rea.2002.168

da Costa, N., Jr., Mineto, C., & da Silva, S. (2008). Disposition effect and gender. *Applied Economics Letters*, *15*(6), 411–416. http://dx.doi.org/10.1080/13504850600706560

Coval, J. D., & Shumway, T. (2005). Do behavioral biases affect prices? *Journal of Finance*, *60*(1), 1–34. http://dx.doi.org/10.1111/j.1540-6261.2005.00723.x

Dhar, R., & Zhu, N. (2006). Up close and personal: Investor sophistication and the disposition effect. *Management Science*, *52*(5), 726–740. http://dx.doi.org/10.1287/mnsc.1040.0473

Forbes. (2016). *The world's biggest stock exchanges.* Acessado em 2016-04-22: http://www.forbes.com/pictures/eddk45iglh/bmf-bovespa-brazil/

Frazzini, A. (2006). The disposition effect and underreaction to news. *Journal of Finance*, *61*(4), 2017–2046. http://dx.doi.org/10.1111/j.1540-6261.2006.00896.x

Genesove, D., & Mayer, C. (2001). Loss aversion and seller behavior: Evidence from the housing market. *The Quarterly Journal of Economics*, *116*(4), 1233–1260. http://dx.doi.org/10.1162/003355301753265561

Goulart, M., da Costa, N., Jr., Andrade, E. B., & Santos, A. A. P. (2015). Hedging against embarrassment. *Journal of Economic Behavior & Organization*, *116*, 310–318. http://dx.doi.org/10.1016/j.jebo.2015.04.014

Grinblatt, M., & Keloharju, M. (2001). What makes investors trade? *The Journal of Finance*, *56*(2), 549–578. http://dx.doi.org/10.1111/0022-1082.00338

Karsten, J. G., Battisti, J. E. Y., & von Maltzan Pacheco, J. A. S. (2006, 27–19 de julho). O efeito disposição: Um estudo empírico no Brasil. *In VI Encontro Brasileiro de Finanças*, Vitória, ES.

Kaustia, M. (2010). Prospect theory and the disposition effect. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, *45*(3), 791–812. http://dx.doi.org/10.1017/S0022109010000244

List, J. A. (2003). Does market experience eliminate market anomalies? *The Quarterly Journal of Economics*, *118*(1), 41–71. http://dx.doi.org/10.1162/00335530360535144

Locke, P. R., & Mann, S. C. (2005). Professional trader discipline and trade disposition. *Journal of Financial Economics*, *76*(2), 401–444. http://dx.doi.org/10.1016/j.jfineco.2004.01.004

Locke, P. R., & Onayev, Z. (2005). Trade duration: Information and trade disposition. *Financial Review*, *40*(1), 113–129. http://dx.doi.org/10.1111/j.0732-8516.2005.00095.x

Lucchesi, E. P. (2011). *O efeito disposição e suas motivações comportamentais: Um estudo com base na atuação de gestores de fundos de investimento em ações* (Tese de doutorado, Universidade de São Paulo, São Paulo). http://dx.doi.org/10.11606/T.12.2010.tde-26052010-114534

Lucchesi, E. P., Yoshinaga, C. E., & de Castro, F. H. F., Jr.. (2015). Disposition effect among Brazilian equity fund managers. *Revista de Administração de Empresas*, *55*(1), 26–37. http://dx.doi.org/10.1590/S0034-759020150104

Macedo, J., Jr.. (2003). *Teoria do prospecto: Uma investigação utilizando simulação de investimentos* (Tese de Doutorado). Universidade Federal de Santa Catarina.

Mengarelli, F., Moretti, L., Faralla, V., Vindras, P., & Sirigu, A. (2014). Economic decisions for others: An exception to loss aversion law. *PLoS ONE*, *9*(1). http://dx.doi.org/10.1371/journal.pone.0085042

Menkhoff, L., Schmeling, M., & Schmidt, U. (2013). Overconfidence, experience, and professionalism: An experimental study. *Journal of Economic Behavior & Organization*, *86*(1), 92–101. http://dx.doi.org/10.1016/j.jebo.2012.12.022

Odean, T. (1998). Are investors reluctant to realize their losses? *The Journal of Finance*, *53*(5), 1775–1798. http://dx.doi.org/10.1111/0022-1082.00072

Prates, W. R. (2012). *A tomada de decisão individual e em grupo* (Dissertação de Mestrado, Universidade Federal de Santa Catarina, Florianópolis, SC). http://repositorio.ufsc.br/handle/123456789/99256

Rockenbach, B., Sadrieh, A., & Mathauschek, B. (2007). Teams take the better risks. *Journal of Economic Behavior and Organization*, *63*(3), 412–422. http://dx.doi.org/10.1016/j.jebo.2005.04.023

Ryan, T. P. (2009). *Modern regression methods* (2ª ed.). Hoboken: John Wiley & Sons.

Shefrin, H. (2010). *Behavioralizing finance*. Hanover, MA: Now Publishers.

Shefrin, H., & Statman, M. (1985). The disposition to sell winners too early and ride losers too long: Theory and evidence. *The Journal of Finance*, *40*(3), 777–790. http://dx.doi.org/10.1111/j.1540-6261.1985.tb05002.x

Tversky, A., & Kahneman, D. (1991). Loss aversion in riskless choice: A reference-dependent model. *Quarterly Journal of Economics*, *106*(4), 1039–1061. http://dx.doi.org/10.2307/2937956

Vieira, T. R. C., & Pereira, A. N. (2009). Finanças comportamentais no Brasil: Um estudo bibliométrico (2001–2007). *REGE Revista de Gestão*, *16*(4), 45–59. http://dx.doi.org/10.5700/issn.2177-8736.rege.2009.36685

Wagner, U., Handke, L., Dörfel, D., & Walter, H. (2012). An experimental decision-making paradigm to distinguish guilt and regret and their self-regulating function via loss averse choice behavior. *Frontiers in Psychology*, *3*. http://dx.doi.org/10.3389/fpsyg.2012.00431

Weber, M., & Camerer, C. F. (1998). The disposition effect in securities trading: An experimental analysis. *Journal of Economic Behavior & Organization*, *33*(2), 167–184. http://dx.doi.org/10.1016/S0167-2681(97)00089-9

Apêndice.

Tabela A-1. Coeficientes do modelo Logit.

Painel A: intervalos negativos

Tipo de investidor	−5%	−10%	−15%	−20%	−25%	−30%	−35%	−40%	−45%	−50%	−55%	−60%	−65%	−70%	<−70%
Bancos comerciais	−0,45***	−0,62***	−0,79***	−0,68***	−0,58***	−0,48***	−0,38***	−0,37***	−0,33***	−0,08	0,10	−0,07	−0,18	0,06	−3,44***
Bancos de investimentos	−0,66***	−0,99***	−1,14***	−1,38***	−1,72***	−1,46***	−1,60***	−1,87***	−2,01***	−1,14***	−3,10***	−1,79***	−0,02	−48,60	−3,46***
Clubes de investimentos	−0,42***	−0,70***	−0,84***	−0,83***	−0,82***	−0,70***	−0,67***	−0,69***	−0,75***	−0,90***	−0,75***	−0,97***	−0,95***	−0,85***	−1,98***
Demais tipos	−0,67***	−1,32***	−1,61***	−1,79***	−1,64***	−1,80***	−1,58***	−1,18***	−1,19***	−1,65***	−0,91***	−1,17***	−0,54	−1,02**	−1,64***
Distribuidoras	−0,80***	−1,10***	−1,35***	−1,40***	−1,45***	−2,35***	−1,58***	−0,64***	−1,09***	−1,47***	−1,50***	−1,33***	−2,25***	−2,07***	−3,91***
Fundos de previdência social	0,08***	0,13***	0,18***	0,27***	0,48***	0,59***	0,50***	0,34***	0,27***	0,35***	0,50***	0,60***	0,76***	1,19***	−0,41***
Fundos mútuos	−0,27***	−0,43***	−0,46***	−0,37***	−0,29***	−0,16***	−0,11***	−0,14***	−0,11***	−0,07***	−0,04***	−0,06***	0,06***	0,18***	−2,15***
Invest. Estrang. – PF não resid.	−0,51***	−0,83***	−0,95***	−0,89***	−0,82***	−0,69***	−0,62***	−0,66***	−0,60***	−0,73***	−0,66***	−0,58***	−0,54***	−0,34***	−2,29***
Pessoa física	−0,82***	−1,47***	−1,83***	−1,96***	−2,03***	−2,02***	−2,01***	−2,07***	−2,13***	−2,22***	−2,20***	−2,31***	−2,34***	−2,15***	−3,40***
PF – profissional de mercado	−0,97***	−1,51***	−1,83***	−1,86***	−1,99***	−1,87***	−1,86***	−2,03***	−2,24***	−2,27***	−2,13***	−2,46***	−2,24***	−2,22***	−3,36***
Soc. corretoras de outras praças	−0,74***	−1,16***	−1,46***	−1,47***	−1,46***	−1,19***	−1,23***	−1,04***	−0,91***	−0,83***	−0,97***	−1,10***	−1,13***	−1,08***	−3,52***
Sociedades (SA's, civis, por cotas)	−0,89***	−1,48***	−1,76***	−1,86***	−1,85***	−1,91***	−1,89***	−1,85***	−1,80***	−2,06***	−2,01***	−2,04***	−2,07***	−1,95***	−2,77***
Sociedades corretoras	−1,06***	−1,58***	−1,79***	−1,81***	−1,76***	−1,78***	−1,90***	−1,81***	−1,86***	−1,94***	−1,86***	−1,85***	−1,65***	−1,34***	−2,96***

Painel B: intervalos positivos

Tipo de investidor	5%	10%	15%	20%	25%	30%	35%	40%	45%	50%	55%	60%	65%	70%	>70%
Bancos comerciais	−0,53***	−0,78***	−0,87***	−0,89***	−0,70***	−0,84***	−0,76***	−0,83***	−0,84***	−0,54***	−0,52***	−0,91***	−1,07***	−1,07***	−2,10***
Bancos de investimentos	−0,65***	−0,92***	−1,22***	−1,48***	−1,83***	−1,77***	−1,87***	−2,12***	−1,85***	−2,61***	−1,91***	−1,44***	−2,01***	−2,39***	−2,93***
Clubes de investimentos	−0,22***	−0,54***	−0,63***	−0,62***	−0,67***	−0,74***	−0,87***	−0,94***	−0,82***	−0,97***	−0,79***	−0,81***	−0,96***	−0,93***	−1,93***
Demais tipos	−0,18***	−0,52***	−0,43***	−0,33***	−0,43***	−0,54***	−0,84***	−0,70***	−1,20***	−1,03***	−1,11***	−1,01***	−1,09***	−1,25***	−1,90***
Distribuidoras	−0,70***	−0,97***	−1,34***	−1,49***	−1,55***	−1,48***	−1,54***	−1,52***	−1,31***	−1,67***	−1,34***	−1,46***	−1,59***	−1,89***	−3,00***
Fundos de previdência social	0,03	0,09***	0,28***	0,44***	0,46***	0,57***	0,56***	0,72***	0,60***	0,72***	0,76***	0,89***	0,97***	1,00***	−1,04***
Fundos mútuos	−0,27***	−0,42***	−0,41***	−0,35***	−0,30***	−0,28***	−0,24***	−0,28***	−0,16***	−0,14***	−0,04***	−0,08***	−0,08***	−0,15***	−1,86***
Invest. Estrang. – PF não resid.	−0,54***	−0,86***	−0,96***	−0,96***	−0,93***	−0,93***	−0,90***	−0,90***	−0,78***	−0,77***	−0,71***	−0,73***	−0,76***	−0,87***	−2,18***
Pessoa física	−0,34***	−0,95***	−1,24***	−1,41***	−1,49***	−1,60***	−1,71***	−1,84***	−2,06***	−2,20***	−1,81***	−1,96***	−2,18***	−2,28***	−3,20***
PF – profissional de mercado	−0,77***	−1,25***	−1,43***	−1,57***	−1,65***	−1,69***	−1,77***	−1,87***	−2,07***	−2,30***	−1,82***	−2,05***	−2,34***	−2,00***	−3,53***
Soc. corretoras de outras praças	−0,78***	−1,17***	−1,27***	−1,42***	−1,67***	−1,84***	−1,89***	−1,85***	−1,89***	−1,72***	−1,39***	−1,88***	−1,67***	−1,68***	−2,77***
Sociedades (SA's, civis, por cotas)	−0,44***	−1,05***	−1,35***	−1,50***	−1,58***	−1,70***	−1,85***	−2,03***	−2,00***	−2,21***	−1,81***	−1,85***	−1,99***	−2,16***	−2,73***
Sociedades corretoras	−1,10***	−1,61***	−1,75***	−1,78***	−1,85***	−1,81***	−2,02***	−2,01***	−1,86***	−1,82***	−1,57***	−1,76***	−1,98***	−1,97***	−3,10***

Notas: Cada percentual de retorno no cabeçalho da tabela representa o limite inferior para os intervalos de retornos negativos e o limite superior para os intervalos de retornos positivos. Por exemplo, "15%" representa o intervalo $(0{,}1\,;\,0{,}15]$ e "−15%" representa o intervalo $(-0{,}15\,;\,-0{,}1]$. A tabela mostra os coeficientes estimados pelo modelo Logit para cada variável binária representativa de um intervalo de retorno. Para praticamente todos os coeficientes houve significância estatística inferior à 1% pelo teste de Wald, o que indica a robustez do modelo. No modelo, para evitar a chamada "*dummy variable trap*", foi retirada a variável *dummy* do intervalo de retorno de –0,5% até +0,5% do modelo e incluído um vetor de "uns" — o intercepto. Sendo assim, a interpretação dos coeficientes deve ser feita em relação à probabilidade de ocorrência de retornos entre –0,5% até +0,5%. Como nesse intervalo de retorno, em geral, houve uma alta probabilidade de ocorrência de vendas, então a maior parte dos coeficientes foi negativa. *significativo a 10%; **significativo a 5%; ***significativo a 1%.

Equação: $\text{logit}(\pi) = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \cdots + \beta_p x_p + \epsilon$, sendo que x_p são p variáveis binárias que indicam a faixa percentual de retorno à qual determinada operação de venda — realizada ou potencial — está enquadrada.

Tabela A-2. Propensão à venda dos principais tipos de investidores.

Painel A: intervalos negativos

Tipo de investidor	−5%	−10%	−15%	−20%	−25%	−30%	−35%	−40%	−45%	−50%	−55%	−60%	−65%	−70%	<−70%
Bancos comerciais	0,001	0,035	0,028	0,031	0,037	0,031	0,024	0,023	0,023	0,021	0,019	0,017	0,015	0,018	0,021
Bancos de investimentos	0,002	0,000	0,068	0,012	0,003	0,023	0,010	0,011	0,015	0,017	0,013	0,018	0,023	0,027	0,037
Clubes de investimentos	0,004	0,012	0,011	0,011	0,013	0,011	0,013	0,014	0,014	0,014	0,012	0,012	0,012	0,014	0,018
Demais tipos	0,006	0,010	0,017	0,009	0,012	0,006	0,009	0,009	0,006	0,005	0,006	0,005	0,006	0,008	0,015
Distribuidoras	0,002	0,011	0,009	0,023	0,020	0,020	0,029	0,046	0,018	0,009	0,021	0,022	0,023	0,029	0,039
Fundos de previdência social	0,005	0,023	0,015	0,013	0,012	0,010	0,009	0,010	0,012	0,013	0,011	0,009	0,009	0,008	0,008
Fundos mútuos	0,002	0,024	0,022	0,019	0,020	0,019	0,018	0,018	0,018	0,017	0,015	0,014	0,013	0,013	0,016
Invest. Estrang. – PF não resid.	0,003	0,020	0,016	0,016	0,015	0,014	0,016	0,015	0,015	0,014	0,012	0,012	0,011	0,012	0,017
Pessoa física	0,003	0,010	0,008	0,008	0,009	0,009	0,010	0,011	0,011	0,011	0,011	0,012	0,013	0,019	0,036
PF – profissional de mercado	0,004	0,013	0,013	0,010	0,014	0,013	0,013	0,016	0,019	0,019	0,017	0,019	0,019	0,027	0,045
Soc. corretoras de outras praças	0,002	0,024	0,023	0,023	0,027	0,031	0,028	0,025	0,021	0,021	0,016	0,016	0,016	0,022	0,033
Sociedades (SA's, civis, por cotas)	0,005	0,011	0,009	0,010	0,010	0,009	0,012	0,012	0,011	0,011	0,012	0,012	0,013	0,017	0,030
Sociedades corretoras	0,004	0,021	0,015	0,013	0,013	0,012	0,013	0,013	0,012	0,014	0,014	0,013	0,013	0,017	0,027

Painel B: intervalos positivos

Tipo de investidor	5%	10%	15%	20%	25%	30%	35%	40%	45%	50%	55%	60%	65%	70%	>70%
Bancos comerciais	0,020	0,015	0,014	0,014	0,017	0,015	0,016	0,015	0,015	0,020	0,020	0,014	0,012	0,012	0,004
Bancos de investimentos	0,037	0,029	0,021	0,017	0,012	0,012	0,011	0,009	0,012	0,005	0,011	0,017	0,010	0,007	0,004
Clubes de investimentos	0,022	0,016	0,015	0,015	0,014	0,013	0,012	0,011	0,012	0,011	0,013	0,013	0,011	0,011	0,004
Demais tipos	0,024	0,017	0,019	0,021	0,019	0,017	0,013	0,014	0,009	0,010	0,010	0,011	0,010	0,008	0,004
Distribuidoras	0,043	0,033	0,023	0,020	0,019	0,020	0,019	0,019	0,024	0,017	0,023	0,021	0,018	0,013	0,004
Fundos de previdência social	0,007	0,008	0,009	0,011	0,011	0,013	0,013	0,015	0,013	0,015	0,015	0,017	0,019	0,019	0,003
Fundos mútuos	0,016	0,013	0,014	0,014	0,015	0,016	0,016	0,015	0,017	0,018	0,020	0,019	0,019	0,018	0,003
Invest. Estrang. – PF não resid.	0,016	0,012	0,011	0,011	0,011	0,011	0,011	0,011	0,013	0,013	0,014	0,014	0,013	0,012	0,003
Pessoa física	0,057	0,032	0,024	0,020	0,019	0,017	0,015	0,013	0,011	0,009	0,014	0,012	0,010	0,009	0,003
PF – profissional de mercado	0,054	0,034	0,029	0,025	0,023	0,022	0,021	0,019	0,015	0,012	0,020	0,016	0,012	0,016	0,004
Soc. corretoras de outras praças	0,032	0,022	0,020	0,017	0,013	0,011	0,011	0,011	0,011	0,013	0,018	0,011	0,013	0,013	0,004
Sociedades (SA's, civis, por cotas)	0,046	0,026	0,019	0,016	0,015	0,013	0,012	0,010	0,010	0,008	0,012	0,012	0,010	0,009	0,005
Sociedades corretoras	0,026	0,016	0,014	0,014	0,013	0,013	0,011	0,011	0,013	0,013	0,017	0,014	0,011	0,011	0,004

Notas: Cada percentual de retorno no cabeçalho da tabela representa o limite inferior para os intervalos de retornos negativos e o limite superior para os intervalos de retornos positivos. Por exemplo, "15%" representa o intervalo $(0{,}1 : 0{,}15]$ e "−15%" representa o intervalo $(-0{,}15 : -0{,}1]$. A tabela mostra a probabilidade de ocorrência de uma venda, dado que uma operação realizada pelo investidor encontra-se com retorno enquadrado em determinado intervalo de retorno. As probabilidades foram estimadas conforme modelo Logit explicado no texto.

Equação: $\text{logit}(\pi) = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \cdots + \beta_p x_p + \epsilon$, sendo que x_p são p variáveis binárias que indicam a faixa percentual de retorno à qual determinada operação de venda — realizada ou potencial — está enquadrada.

r b e
REVISTA BRASILEIRA DE ECONOMIA
DOI 10.5935/0034-7140.20190006
ISSN 1806-9134 (online)
FGV
FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS

Coordenação de Prazos e Eficiência Previdenciária

Rafael Santos*
Paulo Vianna Junior†

Sumário

1. Introdução 121
2. Estratégia empírica 124
3. Evidências de alongamento "data-alvo" 126
4. Modelo estilizado 129
5. Conclusão 131
Apêndice. 134

Palavras-chave
Previdência, duração de carteiras, economia da informação

JEL Codes
G14, J26

Resumo • Abstract

The returns-based style analysis (Sharpe, 1992) of the 457 fixed-income pension funds in Brazil, between 2011 and 2015, is conclusive: financial allocations are concentrated in short-term maturity assets. Therefore, there is room for lengthening the average-asset maturity, which would raise expected returns via liquidity premium. The introduction of the target-date funds in Brazil proved to be a valuable natural experiment. We show a significant and isolated stretching in the portfolio-term of these funds, suggesting that the information coordinates resources that demand less liquidity for longer bonds. Our results recommends a larger use of target date funds as a way of giving more efficiency to the Brazilian social security system.
sistema previdênciário brasileiro.

1. Introdução

A disseminação da informação como política de fortalecimento do sistema previdenciário têm sido usada de forma tímida, talvez pela dificuldade em observar diretamente os resultados associados. Por outro lado, é uma alternativa extremamente barata quando comparada às recentes alterações propostas na PEC 287/2016.

Nesse artigo argumentamos que a comparação de retornos dos fundos data-alvo com os demais fundos previdenciários no período entre 2011 e 2015 constitui um experimento natural capaz de demonstrar que a política de coordenação de prazos melhora a alocação de recursos no sistema previdenciário.

Como uma primeira contribuição, medimos os prazos de alongamento das carteiras dos fundos de previdência com base na análise de estilo desenvolvida por Sharpe (1992). Avaliamos em seguida a sensibilidade dos retornos mensais de cada fundo de renda fixa à curva de juros.

O método empírico se mostrou robusto, com os fatores explicando quase a totalidade dos retornos observados em cada fundo de investimento. Os resultados são similares a

*Fundação Getúlio Vargas, Escola Brasileira de Economia e Finanças (FGV/EPGE). Praia de Botafogo, 190, 11º andar, Botafogo, Rio de Janeiro, RJ, Brasil.

†Superintendência de Seguros Privados (SUSEP). Av. Presidente Vargas, 730, Centro, Rio de Janeiro, RJ, Brasil.

rafael.santos@fgv.br paulovianajr@hotmail.com

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

Recebido em 23 de julho de 2017
Aceitação final em 14 de agosto de 2018

observação direta dos ativos em carteira, conforme já discutido em Kaplan (2003) e Le Sourd (2007). A análise de estilo tem sido largamente utilizada também no Brasil, incluindo versões de análise dinâmica, pois embora os retornos dos fundos sejam públicos, sua composição nem sempre é detalhada na frequência desejada — ver, por exemplo, Varga e Valli (1998), Linhares (2003), Weiss (2003), Yoshinaga, de Castro, Oda, e Lucchesi (2007), Pizzinga, Vereda, de Azevedo, e Fernandes (2011), Amaral (2013), e Schutt e Caldeira (2014).

A segunda contribuição desse artigo é a constatação inequívoca de que a duração das carteiras de renda fixa são paradoxalmente curtas em relação aos objetivos de longo prazo inerentes à previdência e aos produtos financeiros disponíveis no mercado.

As carteiras de investimento dos fundos de previdência no Brasil encontram-se fortemente atreladas às taxas de juros de curtíssimo prazo, notadamente as taxas CDI e Selic, conforme constatado por Lima (2006) e Castro (2010). Amaral (2013) vai além e mostra que as carteiras dos fundos de previdência do tipo renda-fixa estão mais atrelados à taxa de juros Selic do que os fundos de investimento financeiros do tipo renda fixa.

Corroboramos esses resultados e apresentamos na Figura 1 a média dos retornos mensais dos 457 fundos classificados como "previdência renda-fixa" pela Anbima, entre outubro de 2011 e abril de 2015, e a média de retornos de produtos financeiros disponíveis no mesmo período. Nota-se um ganho esperado considerável na opção por carteiras com prazos médios mais alongados, como as que tenham o IMA-B[1] como alvo, por exemplo. Ao mesmo tempo, a média observada dos fundos sugere o não alongamento do sistema.

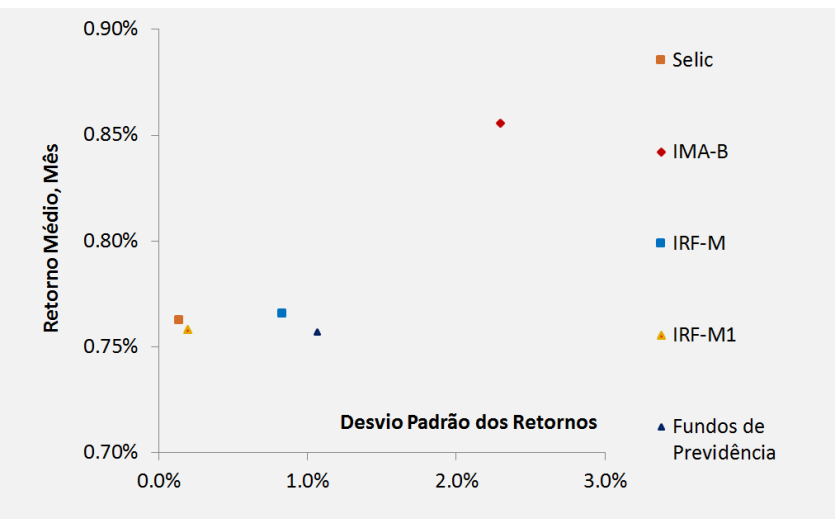


Figura 1. Concentração dos retornos dos fundos de previdência.

[1]O IMA — Índice de Mercado ANBIMA — é uma família de índices que representa a evolução, a preços de mercado, da carteira de títulos públicos e serve como benchmark para o segmento (ANBIMA, 2019). O IMA é atualmente subdividido em quatro subíndices, de acordo com os indexadores dos títulos: prefixados (IRF-M), indexados ao IPCA (IMA-B), indexados ao IGP-M (IMA-C) e pós-fixados (IMA-S). Ainda com relação a prazos, o subíndice IMA-B5 agrega títulos indexados ao IPCA com prazo inferior a cinco anos e o IMA-B5+, aqueles com prazo superior a cinco anos. O subíndice IRF-M1 agrega títulos prefixados com prazo inferior a um ano e o IRF-M1+, aqueles com prazo superior a um ano.

O terceiro e curioso resultado apresentado é o de que os incentivos monetários de permanência, que acarretam maior previsibilidade de saldos, não são capazes de provocar um alongamento das carteiras.

Esse resultado fica explicito ao compararmos os prazos dos fundos de planos individuais e coletivos averbados contra fundos coletivos instituídos. Os planos coletivos instituídos são aqueles estabelecidos por empresas para seus funcionários, nos quais a empresa (instituidora) participa do custeio do plano e, usualmente, estabelece regras de desligamento que restringem a capacidade de resgate dos recursos aportados no plano pela instituidora em caso de desligamento do funcionário. No caso dos planos coletivos averbados, a empresa (averbadora) não participa do custeio do plano, sendo investida apenas de poderes de representação.

Há portanto um maior incentivo à permanência de recursos nos fundos que recebem recursos exclusivamente de planos coletivos instituídos vis à vis nos que recebem recursos de planos individuais ou coletivos averbados. Entretanto, as carteiras de planos coletivos instituídos apresentaram menor índice de alongamento.

Uma explicação possível para esse fato é a combinação de diferentes riscos atuariais devido à variabilidade na idade dos cotistas, o que dificulta a previsibilidade dos saques e, portanto, dificulta a gestão dos ativos em carteira. Nesse caso, uma prescrição de política obvia para contornar o problema seria a coordenação de investimentos de acordo com a demanda por liquidez (idade do participante).

E de fato, como a quarta contribuição empírica do artigo, apresentamos o seguinte resultado: fundos classificados como previdência data-alvo destacam-se por apresentar índices de alongamento maiores frente à média dos demais fundos e, mais importante, apresentam correlação positiva entre os índices de alongamento e o ano-alvo declarado (ver Figura 2).

Os fundos data-alvo, ao segregar participantes segundo suas fases de vida laborativa e trazer elementos de educação previdenciária acabam contribuindo para a previsibilidade de saques e para o alongamento dos títulos em carteira.

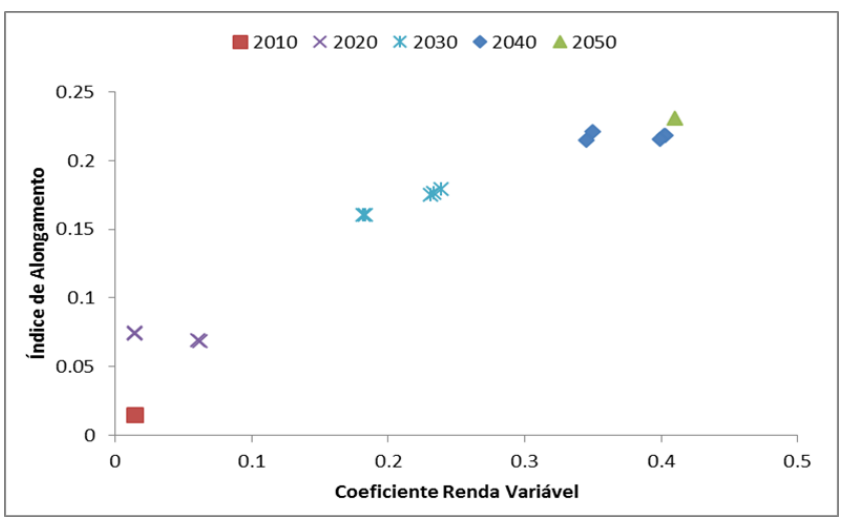


Figura 2. Fundos data-alvo da seguradora A.

Esse experimento natural nos mostra que políticas que trabalhem o conjunto de informação dos agentes, investidores e gestores, são por si só capazes de otimizar a alocação dos investimentos no que se refere ao prazo.

Finalmente, propomos um modelo estilizado que representa esse fato e evidencia como a informação pode ter papel fundamental no ganho de eficiência das alocações de recursos da previdência. A próxima sessão apresenta a estratégia empírica empregada e sua validação, seguida dos resultados, modelo estilizado, e conclusões.

2. Estratégia empírica

A impossibilidade de observar diretamente o detalhamento das carteiras dos fundos previdenciários exigiu uma busca por alternativas que permitissem, de forma indireta, testar e comparar a sensibilidade dos retornos dos fundos previdenciários de renda fixa aos juros de curto, médio, e longo prazo.

Optamos por uma análise de estilo baseada nos retornos desenvolvida em 1992 por Sharpe (1992), com a utilização de um modelo de fatores de classes de ativos para decompor os retornos de fundos de investimento por tipo de aplicação financeira. Optamos ainda por utilizar a análise de estilo fraca, quando não é imposta a restrição dos coeficientes dos fatores somarem um e serem positivos, sem prejuízo para os resultados econômicos encontrados (ver ter Horst, Nijman, e De Roon (2004) para maiores detalhes).

Finalmente, para comparar o alongamento das carteiras propomos um índice que é obtido para cada fundo de investimento considerando a relação do retorno do fundo com retornos dos índices de mercado atrelados aos preços de títulos públicos federais, o que julgamos adequado dada a alta concentração destes ativos nas carteiras dos fundos (para evidências nesse sentido veja, por exemplo, Batista, s. d.). Por último, adicionamos índices de controle que capturem eventuais alocações em renda variável e em ativos atrelados ao câmbio.

Ressalta-se que para o objetivo do trabalho, os índices IDkA[2] oferecem uma vantagem sobre os índices IMA-B e IRF-M, utilizados na análise de estilo baseada nos retornos por Amaral (2013), pois foram construídos para apresentar duração constante, representando, assim, *proxies* dos vértices da curva de juros brasileira.

Assim, selecionamos como modelo base os seguintes fatores de captura do comportamento da curva de juros: IDkA IPCA de 2, 3, 5, 10, 20, e 30 anos, e IDkA Pré para os prazos de 3 meses, 1, 2, 3 e 5 anos. Também selecionamos componentes-principais em substituição da curva completa para reduzir o número de variáveis explicativas do modelo, o que minimiza problemas de multicolinearidade entre as variáveis, sem perda relevante de informação, uma vez que respondem, cada primeira componente-principal por mais de 96% da variação observada nas curvas de juros (ver Tabela 1).

A duração obtida para as primeiras componentes principais dos índices pré e pós (IPCA) foram de 3,9 anos e de 22,4 anos, respectivamente.

De modo formal, para cada fundo i obtivemos

$$r_i = \beta_{0i} + \beta_{1i} r_{\text{IMA-S}} - \beta_{2i} r_{\text{CP1_PRÉ}} - \beta_{3i} r_{\text{CP1_IPCA}} + \beta_{4i} r_{\text{IBOV}} + \beta_{5i} r_{\text{Dólar}} + \varepsilon_i,$$

[2]O IDkA, Índice de Duração Constante ANBIMA, é um conjunto de índices que medem o comportamento de carteiras sintéticas de títulos públicos federais com prazo constante. A Anbima divulga índices com duração de três meses, um ano, dois anos, três anos e cinco anos para o segmento prefixado; e de dois, três, cinco, dez, vinte, e trinta anos para aqueles indexados ao IPCA (ANBIMA).

Tabela 1. Contribuição das componentes principais.

Componente	1	2	3	4	5
Desvio Padrão (IDkA pré)	0,028	0,005	0,002	0,001	0,000
Proporção Cumulativa (IDkA pré)	0,967	0,996	0,999	1,000	1,000
Desvio Padrão (IDkA IPCA)	0,115	0,019	0,008	0,003	0,001
Proporção Cumulativa (IDkA IPCA)	0,968	0,995	0,999	1,000	1,000

onde cada variável r representa o seguinte retorno mensal: do índice IMA-S ($r_{\text{IMA-S}}$), da primeira componente-principal pré ($r_{\text{CP1_PRÉ}}$), da primeira componente principal pós ($r_{\text{CP1_IPCA}}$), do índice Bovespa (r_{IBOV}), do dólar ($r_{\text{Dólar}}$), e finalmente, do fundo i (r_i).

A Tabela 2 apresenta os resultados da regressão aplicada à média simples dos retornos mensais dos 632 fundos classificados pela Anbima como de previdência, para o período entre outubro de 2011 e abril de 2015. Apresentamos ainda esses mesmos resultados para a média ponderada pelo patrimônio líquido dos fundos. Nota-se que os coeficientes de todas as variáveis explicativas são significativos a 5%, à exceção da constante e do dólar.

Os coeficientes dos retornos do IMA-S, Ibovespa e dólar, são trivialmente interpretados como uma indicação da participação de títulos indexados a taxas de juros de um dia, renda variável e câmbio, respectivamente. O resultado obtido para a média ponderada dos retornos dos fundos por seu patrimônio líquido sugere a composição das carteiras dos fundos previdenciários concentradas em taxas de curtíssimo prazo e com poucos ativos em renda variável, e participação desprezível atrelada ao dólar. Importante destacar o elevado R^2, superior a 90%, para ambas as médias apresentadas na Tabela 2, indicando aderência do modelo aos dados.

Para a análise individual do alongamento das carteiras dos fundos de previdência, focando inicialmente nos classificados como renda-fixa, propomos o seguinte índice como medida de alongamento relativo das carteiras:

$$I_i = \frac{\beta_{2i} dur_{\text{Pré}} + \beta_{3i} dur_{\text{IPCA}}}{dur_{\text{IPCA}}\left(1 - \beta_{4i}\right)} \tag{1}$$

onde I_i é o índice de alongamento do fundo i; $dur_{\text{Pré}}$ é a duração da componente principal dos índices IDkA Pré; e dur_{IPCA} é a duração da componente principal dos índices IDkA IPCA.

Tabela 2. Estilo do fundo médio.

Coeficientes	Média Simples	Média Ponderada
Intercepto	0,001731	0,0003706
IMA-S	0,484633 *	0,883 ***
comp_princ_pre_1	0,061497 ***	0,0408255 ***
comp_princ_ipca_1	0,01358 **	0,004 *
Ibov	0,138155 ***	0,016882 ***
Dólar	0,004864	0,001
R^2 ajustado	0,9709	0,9119

Nota: Níveis de Significância: ***0,1%; **1%; *5%.

O primeiro termo do denominador da expressão que define o índice, ou seja, a duração da primeira componente principal do IDkA IPCA, visa apenas uma normalização do índice entre zero e um, enquanto que o segundo termo, $\left(1-\beta_{4i}\right)$, minimiza a influencia do percentual de renda variável na normalização.

No Apêndice apresentamos três exercícios de validação da nossa estratégia emírica. No primeiro, construímos 19 carteiras sintéticas, simulamos os seus retornos e estimamos os índices de alongamentos, demonstrando que o método é robusto às mais variadas composições de carteiras. No segundo, argumentamos pela ausência de multicolinearidade em nossas estimativas, em geral e, especificamente, no que diz respeito aos componentes da curva de juro, mostrando que os fatores de inflação de variância (FIV) estão todos abaixo de 5. Finalmente, analilsamos a robustez dos resultados utilizando fatores alternativos à primieira componente-principal.

3. Evidências de alongamento "data-alvo"

A Figura 3 do artigo mostra que os fundos classificados como data-alvo possuem em média um maior alongamento de carteira quando comparado com os demais. A Tabela 3 ratifica esta observação. Nela constam apenas fundos data-alvo (linhas) e suas classificações de acordo com o prazo das aplicações, ou seja, fundo de longo prazo (LP) quando os índices de alongamento situam-se acima do percentil 75%, de médio prazo (MP) quando os índices de alongamento situam-se entre os percentis 50% e 75%, e de curto prazo (CP) quando os índices estão abaixo do percentil 50%. Note ainda que, enquanto cada linha da tabela corresponde a um determinado fundo data-alvo, cada coluna da tabela indica o resultado encontrado para uma variação do modelo proposto.[3]

Dos 31 fundos data-alvo, a exceção de três fundos (um deles com a data-alvo muito recente, 2010, e os outros dois sendo os únicos fundos de uma mesma sociedade seguradora atípica), todos os 28 fundos data-alvo foram classificados como de longo prazo para uma

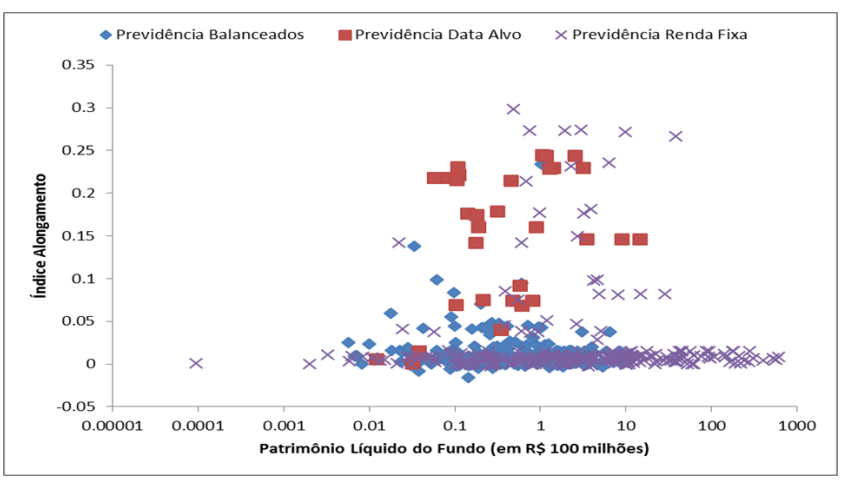


Figura 3. Alongamento superior dos fundos data-alvo.

[3]Detalhes das 22 variações de modelo podem ser obtidos no apêndice e as simulações estão disponíveis com o autor correspondente sob demanda.

Tabela 3. Alongamento de fundos data-alvo.

Fundo	R1	R2	R3	R4	R5	R6	R7	R8	R9	R10	R11	R12	R13	R14	R15	R16	R17	R18	R19	R20	R21	R22
88	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP
89	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP
90	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP
100	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP
101	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP
102	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP
103	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP
104	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP
105	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP
243	CP	CP	CP	MP	MP	CP	CP	CP	CP	MP	MP	MP	MP	MP	MP	CP	MP	CP	CP	MP	CP	CP
244	CP	CP	CP	LP	LP	CP	CP	CP	CP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	MP	CP	CP	MP	CP	CP
255	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP
284	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP
289	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP
290	MP	MP	MP	CP	CP	MP	MP	MP	MP	CP	CP	MP	MP	MP	MP	CP	MP	MP	MP	MP	MP	MP
291	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP
292	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP
293	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP
306	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP
307	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP
308	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP
309	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP
310	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP
311	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP
312	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP
313	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP
314	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP
315	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP
353	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP
381	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP
382	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP	LP

classe muito ampla de modelos, o que já era esperado pela simples inspeção visual da Figura 3.

Observando ainda a estatística descritiva de sub amostras, verificamos que a média dos índices de alongamento dos fundos classificados como data-alvo foi de 0,21, contra a mesma média de 0,01 para os (i) fundos de renda fixa, (ii) balanceados acima de 30, (iii) balanceados entre 15 e 30, e (iv) balanceados até 15.[4]

3.1 Fundos data-alvo por seguradora

Uma análise mais detalhada dos fundos data-alvo permite ainda notar que há, para uma mesma seguradora e que possui mais de dez fundos sob sua gestão, uma inequívoca correlação positiva entre o índice de alongamento e o ano-alvo dos investimentos (Figura 2). Observando o conjunto total das seguradoras, há também uma correlação positiva entre o coeficiente de renda variável e o ano-alvo, sugerindo que a distância do ano-alvo permite

[4]Classificação de acordo com o quanto cada fundo anuncia investir do valor de sua carteira em ativos de renda variável: no mínimo 30%, entre 15% (no mínimo) e 30% (no máximo), e no máximo 15%.

explorar não apenas o prêmio por liquidez mas também o prêmio pelo risco de renda variável.

Haviam na amostra um total de quatro sociedades seguradoras que alocaram recursos em fundos classificados pela Anbima como data alvo conforme ilustrado na Figura 4. Para três delas, os dados sugerem a exploração de retornos por alongamento e por renda variável. Apenas a sociedade D que geria 2 fundos de forma atípica, de um total de 31 fundos, não utilizou a estratégia de alongamento da carteira para obter maiores retornos.

3.2 Rejeição de outros fatores de alongamento

A Figura 5 deixa evidente que os fundos de maior patrimônio e, portanto, com maior habilidade de separar recursos para prazos mais longos, não são os fundos que em média possuem as carteiras mais alongadas. Evidencia ainda que os fundos que recebem exclusivamente recursos de planos instituídos — e classificados como de Renda Fixa, Balanceados ou Data Alvo — não apresentaram índices de alongamento elevados, como se esperaria. A média dos índices de alongamento para fundos que recebem exclusivamente recursos de planos instituídos é de 0,012, contra 0,031 para os demais.

3.3 Alongamento e renda variável

Já vimos que ao comparar o índice de alongamento proposto com o coeficiente β_{4i} — Renda Variável — para os fundos classificados como data-alvo, obtém-se uma correlação positiva entre o índice de alongamento e o coeficiente de renda variável das carteiras. Sugerimos que uma possível explicação é a exploração de prêmios de renda variável e de liquidez derivada de uma gestão concentrada em prazos longos.

A Figura 6 corrobora essa hipótese ao apresentar um grupo de controle para essa correlação. Enquanto os fundos classificados como de renda fixa apresentam variações no índice de alongamento e ausência de variação à exposição à renda variável de suas carteiras, e os data-alvo apresentam uma correlação positiva, como já argumentamos, os fundos

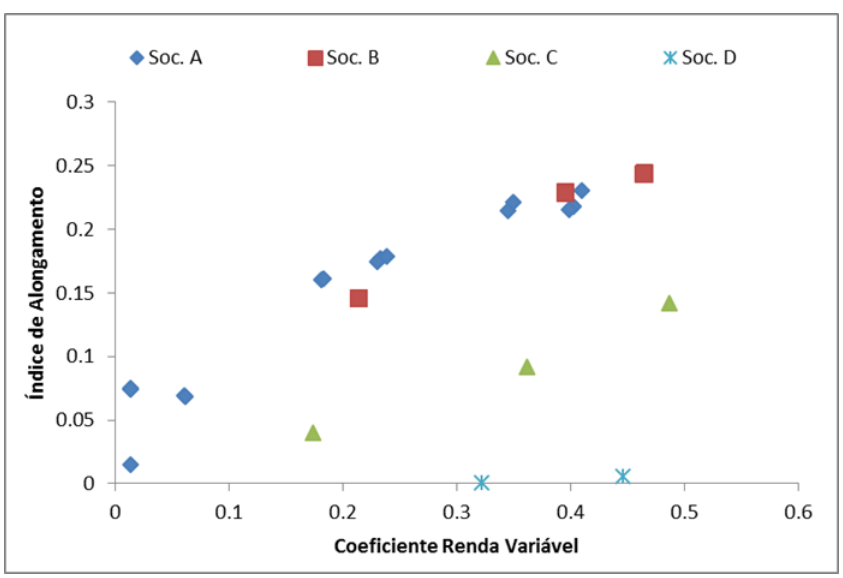


Figura 4. Fundos data-alvo das seguradoras A, B, C e D.

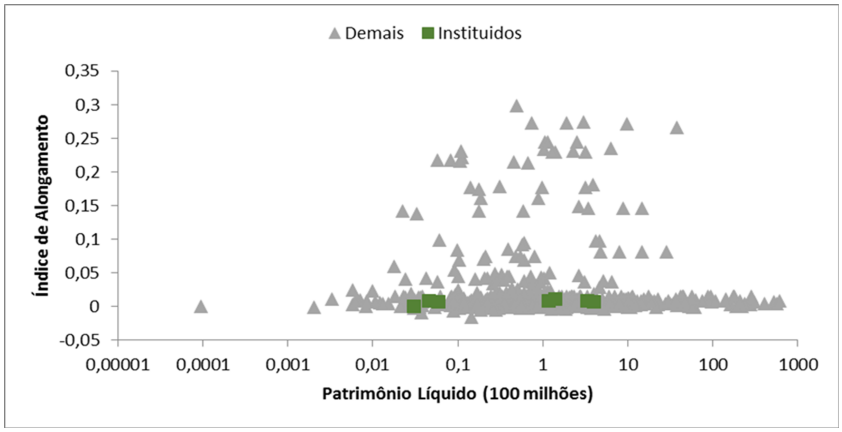


Figura 5. Alongamento dos fundos por patrimônio e incentivo a saque.

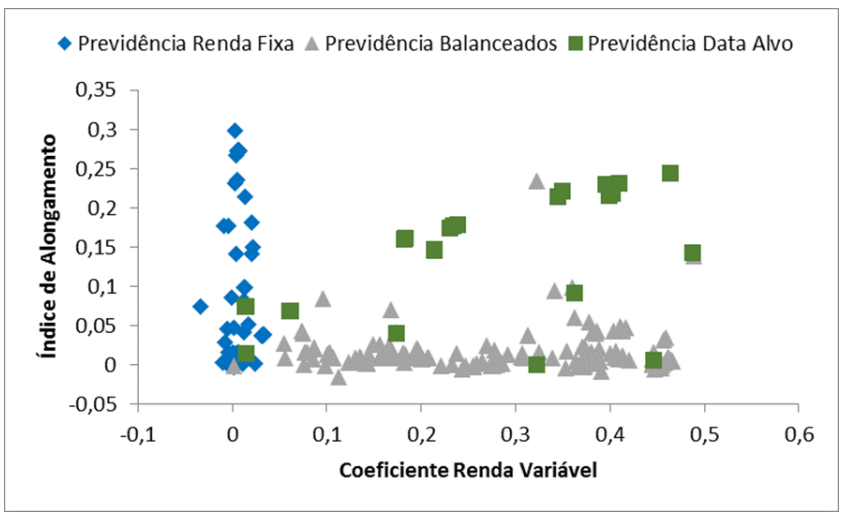


Figura 6. Correlação entre renda variável e data alvo.

classificados como balanceados não apresentam correlação positiva entre alongamento e exposição à renda variável.

Finalmente, interpretando-se o coeficiente β_{4i} como uma aproximação do percentual de renda variável na carteira, nota-se a observância ao limite normativo máximo de 49% ao qual os fundos previdenciários devem se restringir, sendo mais um indicativo da precisão da estratégia empírica adotada no artigo.

4. Modelo estilizado

Suponha uma economia de 2 períodos, $t = 0, 1, 2$, habitada por um contínuo de agentes poupadores, distribuídos em uma uniforme $[a; b]$, com massa $(b-a)$, tal que $0 \leq a < b \leq 1$, e um agente representativo do setor financeiro capaz de receber depósitos, remunerar, e repagar os poupadores. Todos os habitantes são neutros ao risco e possuem taxa de desconto igual a unidade. Portanto, o fator de renda fixa da economia é também igual a unidade. O setor financeiro é considerado competitivo.

Do lado do agente poupador, vamos supor ainda que todos agentes poupem na data zero e com probabilidade p_i precisam sacar a poupança em $t = 1$, caso contrário, eles sacam apenas em $t = 2$. Suponha ainda agentes heterogêneos, o que pode ser interpretado como agentes em diferentes faixas etárias, e que seja possível ordenar os agentes de tal forma que $p_i = i \in [a; b]$.

Assim, nosso modelo representa um perfil muito variado de populações no que diz respeito ao agrupamento de poupadores segundo suas faixas etárias. A única hipótese mais forte é a de que há mistura etária dentro da população.

Por exemplo, se b tender a zero, teremos uma população com infinitos poupadores, que apesar de apresentarem idades diferentes, quase a totalidade da poupança será formada por recursos de maior prazo, com a previsão bastante precisa de a quase totalidade dos saques ocorrerá em $t = 2$. Por outro lado, se a tende a unidade, a população é de faixa etária média elevada e poupa a totalidade dos recursos para saca-los no período imediatamente posterior ao da aplicação.

Do lado do setor financeiro vamos supor que existam apenas dois produtos para a aplicação da poupança. O primeiro remunerando por um período apenas e trivialmente pagando um para um. O segundo produto representando uma aplicação com duração de dois períodos e pagando uma taxa positiva $R > 1$ para o investimento feito em $t = 0$ e desfeito em $t = 2$. $(R - 1)$ é interpretado como o prêmio de liquidez e que restringe o consumo em $t = 1$. Esse mesmo produto paga $r < 1$ no caso de saque antecipado em $t = 1$.

4.1 Demanda por poupança de maior prazo

Cada agente poupador investe no produto financeiro de maior prazo se e somente se o prêmio de liquidez, líquido da penalidade esperada por saque antecipado, for positivo, ou seja, se $(R - 1) - (R - r)p_i > 0$, e, portanto, a demanda por poupança de maior prazo, D, será dada por

$$D = \max\left\{\frac{P^* - a}{b - a}, 0\right\} \therefore P^* \equiv \frac{(R-1)}{(R-r)}.$$

Dito de outra forma, haverá demanda por poupança de maior prazo se houverem pessoas no sistema que sejam "jovens o suficiente, $a < P^*$." Repare que quanto maior o prêmio líquido P^*, mais pessoas são classificadas como jovem o suficiente.

4.2 Oferta de poupança de maior prazo

As populações que demandem poupança em maior prazo, i.e. populações com jovens, $a < P^*$, serão atendidas pelo agente representativo do setor financeiro que alocará em maior prazo um montante de massa $m \in [0; 1]$ dos seus recursos de forma a obter um lucro esperado por população atendida maior ou igual a zero:

$$\frac{m' - a}{b - a} - \frac{1}{b - a}\int_a^{m'} rp_i + R\left(1 - p_i\right) \mathrm{d}i \geq 0,$$

ou seja,

$$m = \frac{m' - a}{b - a} \geq 2D$$

e a demanda efetiva é sempre menor à alocação mínima requerida pelo setor financeiro.

4.3 Equilíbrio de poupança de maior prazo

A conclusão surpreendente é que nesse modelo não existe, em equilíbrio, alocações de poupança em prazos mais longos do que um período. Dado um preço *qualquer* P^*, candidato a equilibrar demanda e oferta, existirá uma demanda positiva por aplicações em prazos longos quando houverem pessoas jovens o suficiente a ponto de terem incentivos de apropriar o prêmio por liquidez ($a < P^*$). Por outro lado, a viabilidade de um fundo em prazos mais longos no sistema financeiro exigiria uma alocação de recursos maior do que a demandada efetivamente. Em particular, seria necessária a participação de mais agentes, dispostos a incorrer em maiores riscos de deságio no investimento inicial de modo a evitar um porejuízo esperado no setor financeiro. Mas esses agentes preferem investir a curto prazo, inviabilizando o mercado a prazos mais longos. Note que é um resultado muito geral pois temos um setor financeiro que não demanda lucro ou remuneração por risco. O resultado inclui o não atendimento às populações "repletas de jovens" ($b \to 0$). Ainda assim, em nenhum desses casos o anseio por aplicações longas é atendido a mercado.

A hipótese que inviabiliza um equilibrio em prazos mais longos é justamente a mistura de perfis etários. Note que se a probabilidade de saque antecipado por agentes de uma determinada população fosse fixa em p, para todo i, que interpretamos como a homogenização do perfil etário, teríamos sempre o seguinte equilíbrio:

(i) Qualquer $P^* \geq p$ faz com que toda a população de massa 1 demande ativos em maior prazo.
(ii) Qualquer $P^* \leq p$ faz com que o setor financeiro atenda toda a população de massa 1, sem prejuizo esperado.
(iii) $P^* = p$ equilibra e possibilita o mercado em prazo mais longo que um período.

O resultado de equilíbrio desse modelo estilizado mostra de forma contundente a necessidade de se agrupar a população em um mesmo perfil etário para possibilitar o alongamento dos investimentos, corroborando nossos resultados empíricos que indicam alongamento de prazo vis a vis alongamento da data-alvo.

5. Conclusão

Esse artigo mediu o alongamento das carteiras dos fundos de investimento que recebem recursos de planos de previdência aberta combinando os retornos mensais dos fundos, o método de análise de estilo desenvolvido por Sharpe (1992), e estimativas de componente-principal para mapeamento do comportamento da curva de juros.

Aplicamos a medida de alongamento proposta em sub amostras dos fundos classificados pela Anbima como previdência renda fixa, previdência balanceados e previdência data alvo.

Confirmamos os resultados obtidos anteriormente por Lima (2006), Castro (2010) e Amaral (2013), que apontam uma forte concentração desses fundos em ativos atrelados às taxas de juros de curtíssimo prazo. Essa miopia observada frustra os desejos do governo em desenvolver um mercado de títulos de longo prazo com os recursos da poupança previdenciária, os quais contam com diversos incentivos fiscais. A miopia é aparentemente paradoxal com os objetivos de longo prazo de que se reveste a previdência e com a possibilidade de incrementar os retornos com prêmios por liquidez.

Mesmo o índice de alongamento dos fundos que recebem exclusivamente recursos de planos coletivos instituídos não corrobora a tese de que a maior flexibilidade na gestão de liquidez devido aos incentivos de permanência seria um fator de alongamento de prazo.

A distribuição etária diversificada nos planos pode ser um limitador do alongamento dado que uma parte dos recursos financeiros fica concentrada nas provisões matemáticas dos participantes com idade próxima da aposentadoria.

Essa suposição encontra respaldo nas alocações oriundas de fundos data-alvo, que buscam agregar participantes em fases de acumulação previdenciária similares, separando-os daqueles que se encontram em momentos distintos de sua vida laborativa.

Os índices de alongamento para os fundos data-alvo apresentaram-se significativamente mais elevados do que a média dos demais fundos e positivamente correlacionados com a data alvo a que se destinam. Assim, a simples disseminação de informação, como a feita em fundos "data-alvo", alonga e fortalece o sistema previdenciário, além de ser extremamente barata quando comparada às recentes alterações propostas na PEC287/2016.

Por fim, cumpre destacar que a prescrição dos fundos data-alvo apenas complementa as já tradicionais prescrições para o fortalecimento da poupança de longo prazo de uma economia: estabilidade macroeconômica, sistema bancário competitivo e eficiente, instituições públicas fortes e independentes na sua tarefa de regular e supervisionar a intermediação financeira.

Referências bibliográficas

Amaral, T. R. S. (2013). *Análise de performance de fundos de investimento em previdência* (Dissertação de Mestrado, Universidade de São Paulo, São Paulo, SP). http://dx.doi.org/10.11606/D.12.2013.tde-10122013-154317

ANBIMA. (2019). *IMA (Índice de Mercado ANBIMA)*. http://www.anbima.com.br/pt_br/informar/ferramenta/precos-e-indices/ima.htm

Batista, D. B. (s. d.). Fundos de investimentos no mercado de previdência privada aberta e de seguros de sobrevivência. *In 8º Congresso ANBIMA de Fundos de Investimento*. http://blog.congressoanbimadefundos.com.br/wp-content/uploads/2015/05/20_paralela_Previdencia_Denis.pdf

Castro, D. C. (2010). *Análise de estilo em fundos de renda fixa: Previdenciários × mútuos de investimento* (Dissertação de Mestrado Profissionalizante em Administração). Ibmec/RJ.

ter Horst, J. R., Nijman, T. E., & De Roon, F. A. (2004). Evaluating style analysis. *Journal of Empirical Finance*, *11*(1), 29–53. http://dx.doi.org/10.1016/j.jempfin.2002.12.003

Kaplan, P. (2003). *Holdings-based and returns-based style models*. Chicago, IL: Morningstar, Inc. https://awdqa.morningstar.com/directhelp/Returns_vs_HoldingsPaper.pdf

Le Sourd, V. (2007, março). *Return-based style analysis: An answer to the difficulties of implementing holding-based style analysis.*

Lima, A. C. (2006). Desempenho dos fundos de investimento do tipo previdência privada e sua sensibilidade à variação da taxa de juros. *Revista de Administração Mackenzie*, *7*(2), 61–77.

Linhares, R. d. A. (2003, março). *Aplicação da análise de estilo baseada nos retornos para os fundos mútuos no mercado brasileiro* [Dissertação de Mestrado]. Rio de Janeiro, RJ. http://www.coppead.ufrj.br/upload/publicacoes/Ricardo_Linhares.pdf

Pizzinga, A., Vereda, L., de Azevedo, C. O., & Fernandes, C. (2011). Análise dinâmica de estilo para fundos de investimentos brasileiros. *Revista Brasileira de Risco e Seguro*, *14*, 1–34. http://www.rbrs.com.br/arquivos/RBRS14-01_Adrian_Analise_Dinamica

Schutt, I., & Caldeira, J. (2014, dezembro). Análise de estilo dinâmica de fundos multimercados: Aplicação para o mercado brasileiro. *In XLI Encontro Nacional de Economia da ANPEC*, Foz do Iguaçú, PR. https://ideas.repec.org/p/anp/en2013/137.html

Sharpe, W. F. (1992). Asset allocation: Management style and performance measurement. *The Journal of Portfolio Management*, *18*(2), 7–19. http://dx.doi.org/10.3905/jpm.1992.409394

Varga, G., & Valli, M. (1998). Análise de estilo baseada no retorno. *Revista da ANBID*, *9*.

Weiss, R. (2003). Usando a análise de estilo para melhorar a gestão de fundos de pensão. *In* G. Varga & A. M. Duarte Jr. (Orgs.), *Gestão de riscos no brasil.* Rio de Janeiro: Financial Consultoria Econômica.

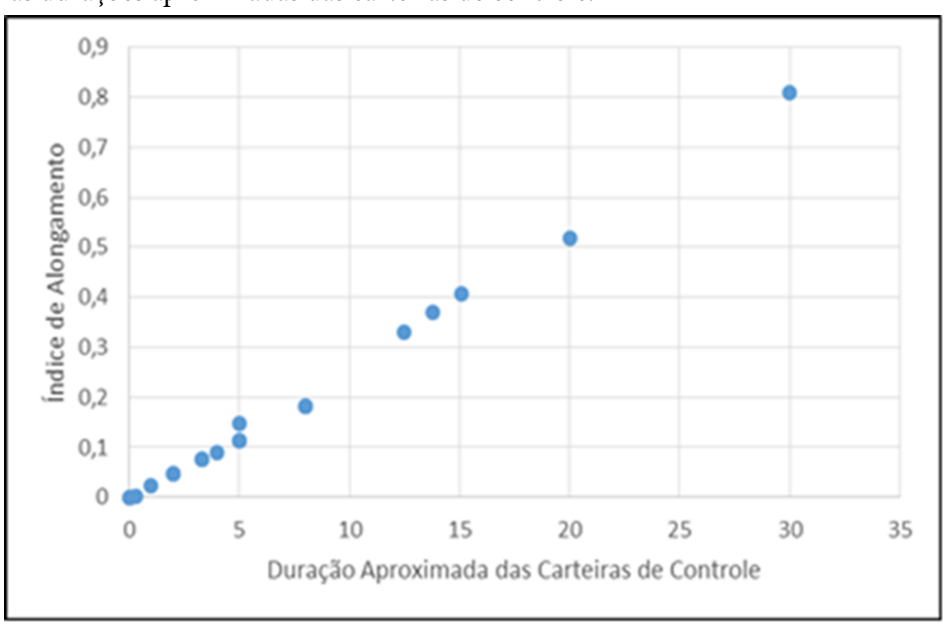
Yoshinaga, C. E., de Castro, F. H. F., Jr., Oda, A. L., & Lucchesi, E. P. (2007). Análise de estilo em fundos multimercados com e sem alavancagem no Brasil. *In XXXI Encontro da ANPAD*, Rio de Janeiro.

Apêndice.

Para a validação do modelo foram construídas 19 carteiras de controle para analisar os resultados obtidos através da aplicação do índice de alongamento desenvolvido, conforme descrito abaixo:

	IBOV	IMA-S	IRF-M	IMA-B	IDkA 3m	IDkA 5a	IDkA IPCA 20a	IDkA IPCA 30a	Prazo Aprox. (anos)
1			1/2	1/2					5,0
2	1/3		1/3	1/3					5,0
3		1/3	1/3	1/3					3,3
4		1/2		1/2					4,0
5	1/2		1/2						2,0
6	1/2			1/2					8,0
7				1					8,0
8			1						2,0
9	1/4	1/4	1/4	1/4					3,3
10		1/2	1/2						1,0
11					1				0,3
12						1			5,0
13							1		20,0
14								1	30,0
15					1/2			1/2	15,1
16						1/2	1/2		12,5
17					1/4	1/4	1/4	1/4	13,8
18		1							0,0
19	1/2	1/2							0,0

A figura seguinte mostra os resultados obtidos, comparando o índice de alongamento com a duração aproximada das carteiras de controle, mostrando que os valores são coerentes com as durações aproximadas das carteiras de controle.



Uma outra característica desejável, além do bom mapeamento entre alongamento e duração das carteiras, é a ausência de multicolinearidade entre as variáveis explicativas.

Especificamente no modelo aqui desenvolvido, as duas variáveis explicativas relacionadas com as curvas de juros requerem uma atenção específica. A tabela abaixo, mostra que todas as correlações entre as variáveis explicativas do modelo proposto são menores do que 90%, o que indica não haver problema de colinearidade.

	IMA-S	CP1 idka pré	CP1 idka ipca	Ibovespa	Dólar
IMA-S	1,00000000	−0,1168696	−0,1729402	0,05218096	0,1854818
CP1 IDKA PRÉ	−0,11686957	1,0000000	0,8205502	−0,27983951	0,4247825
CP1 IDKA IPCA	−0,17294018	0,8205502	1,0000000	−0,35180423	0,3761994
Ibovespa	0,05218096	−0,2798395	−0,3518042	1,00000000	−0,5305271
Dólar	0,18548182	0,4247825	0,3761994	−0,53052712	1,0000000

Mais ainda, a tabela seguinte mostra que todos os fatores de inflação de variância (FIV) estão abaixo de 5, rejeitando multicolinearidade no modelo.

	IMA-S	CP1 idka pré	CP1 idka ipca	Ibovespa	Dólar
FIV	1,137508	3,279501	3,281367	1,502431	1,738633

Por último, além do componente principal apresentado acima, foram estudadas algumas outras alternativas como forma de analisar a robustez do modelo. Os exercícios realizados basearam-se na substituição das componentes principais do IDkA por outros índices de mercado (IRF-M, IMA-B, IDkA Pré 3 anos, IDkA IPCA 20 anos, IRFM1, IRF-M1+, IMA-B5 e IMA-B5+); na supressão de variáveis explicativas como Ibovespa e/ou dólar; na substituição do IMA-S, que carrega embutido ágios e deságios das Letras Financeiras do Tesouro – LFT pelo CDI; e na supressão do intercepto. A tabela abaixo resume as 22 alternativas estudadas. Os índices de alongamento levaram em conta as durações dos fatores modelados e os resultados obtidos apresentaram robustez à seleção de modelo (ver Tabela 3).

	Interc.	CDI	IMA-S	IMA-B	IRF-M	IMA-B5	IMA-B5+	IRF-M1	IRF-M1+	C.P.1 IDkA pré	C.P.1 IDkA IPCA	IDkA pré 3a	IDkA IPCA 20a	IBOV	Dólar
1	x		x							x	x			x	x
2			x							x	x			x	x
3			x							x	x			x	
4			x							x	x				x
5			x							x	x				
6			x	x	x									x	x
7			x									x	x	x	x
8	x		x	x	x									x	x
9			x	x	x									x	
10			x	x	x										x
11			x	x	x										
12	x		x			x	x	x	x					x	x
13			x			x	x	x	x					x	x
14			x			x	x	x	x					x	
15			x			x	x	x	x						x
16			x			x	x	x	x						
17		x				x	x	x	x					x	x
18		x		x	x									x	x
19		x								x	x			x	x
20	x	x				x	x	x	x					x	x
21	x	x		x	x									x	x
22	x	x								x	x			x	x