



CORECON **DF**

CONSELHO REGIONAL DE ECONOMIA

**XXV PRÊMIO
CORECON-DF
DE ECONOMIA
2018**

Monografias

**XXV PRÊMIO
CORECON-DF DE
ECONOMIA
2018**

XXV PRÊMIO CORECON-DF DE ECONOMIA – 2018

1º lugar

EDUARDO DORNELAS MUNHOZ
Universidade de Brasília
Orientadora: Geovana Lorena Bertussi

2º lugar

MATHEUS BIÂNGULO PACHECO
Universidade de Brasília
Orientadora: Marina Delmondes de Carvalho Rossi

3º lugar

RAQUEL MESQUITA ALMEIDA
Universidade de Brasília
Orientador: Nelson Barbosa

1ª Menção Honrosa

MATHEUS ROVERE
Universidade de Brasília
Orientador: José Luis Oreiro

2ª Menção Honrosa

SARAH SCHROEDER DA SILVA
Universidade Católica de Brasília
Orientador: Philipp Ehrl

CONSELHO REGIONAL DE ECONOMIA DA 11ª REGIÃO – DF

Presidente: Mário Sérgio Fernandez Sallorenzo

Vice-Presidente: Eloy Corazza

Em 02 de outubro de 2018, em decorrência do falecimento do Presidente Mário Sérgio Fernandez Sallorenzo, a Presidência do Corecon-DF passa a ter a seguinte composição:

Presidente: Mário Eloy Corazza

Vice-Presidente: Carlos Eduardo De Freitas

Conselheiros Efetivos

Carlos Eduardo de Freitas

José Luiz Pagnussat

George Henrique de Moura

Jusçanio Umbelino de Souza

Eloy Corazza

Guidborgongne Carneiro Nunes da Silva

Homero Gustavo Reginaldo Lima

José Eustáquio Moreira de Carvalho

Mário Sérgio Fernandez Sallorenzo

Ronalde Silva Lins

Bento de Matos Félix

César Augusto Moreira Bergo

Conselheiros Suplentes

Newton Ferreira da Silva

Luciana Acioly da Silva

Marcela Araújo Silva

Pedro Garrido da Costa Lima

Felipe Neiva Mundim

Gisella Colares Gomes

Luiz Antônio Gouveia de Oliveira

Tulio Eufrazio Marques Junior

Flauzino Antunes Neto

Gilson Duarte Ferreira dos Santos

Elder Linton Alves de Araújo

Equipe do Corecon-DF

Gerente Executivo – Daniel dos Passos Soares

Assessores – Angeilton Francisco Lima Faleiro e Marianne Dias Pereira

Funcionários – Elisângela Cavalcante Resende Fonseca, Ísis de Oliveira Rodrigues,

Jamildo Cezário Gomes, Michele Cantuária Soares e Wallace Santos Pires

Endereço: SCS – Quadra 1, Edifício Antônio Venâncio da Silva, Salas 301/306 | Brasília/DF

Telefone: (61) 3226-7487

E-mail: corecondf@corecondf.org.br

Site: www.corecondf.org.br

Horário de Funcionamento: Das 8h às 18h

Projeto Gráfico: M.C ArtDirect

Capa: ASCOM Corecon-DF

Ficha catalográfica elaborada pelo Conselho Regional de Economia da 11ª Região – DF

XXV PRÊMIO CORECON-DF DE ECONOMIA, 2017: Coletânea de Monografias/Conselho Regional de Economia da 11ª Região – DF. Brasília – DF: 2018, Número de Monografias: 05.

ISSN: 2179-4979



1º lugar
EDUARDO DORNELAS
MUNHOZ



2º lugar
MATHEUS BIÂNGULO
PACHECO



3º lugar
RAQUEL MESQUITA
ALMEIDA



1ª Menção Honrosa
MATHEUS ROVERE



2ª Menção Honrosa
SARAH SCHROEDER
DA SILVA

SUMÁRIO

APRESENTAÇÃO	9
1º LUGAR	11
“Impacto dos investimentos sobre o valor de fretes rodoviários e ferroviários”	
EDUARDO DORNELAS MUNHOZ	
Universidade de Brasília	
Orientadora: Geovana Lorena Bertussi	
2º LUGAR	49
“Regime de metas de inflação e credibilidade: uma avaliação para o Brasil entre 2001-2018”	
MATHEUS BIÂNGULO PACHECO	
Universidade de Brasília	
Orientadora: Marina Delmondes de Carvalho Rossi	
3º LUGAR	83
“Aplicação do modelo IS-CP-RM à Economia Brasileira (2011/2017)”	
RAQUEL MESQUITA ALMEIDA	
Universidade de Brasília	
Orientador: Nelson Barbosa	
1ª MENÇÃO HONROSA	157
“A grande recessão da economia brasileira e o profit-squeeze”	
MATHEUS ROVERE	
Universidade de Brasília	
Orientador: José Luis Oreiro	
2ª MENÇÃO HONROSA	219
“A influência das amenidades no mercado imobiliário do DF”	
SARAH SCHROEDER DA SILVA	
Universidade Católica de Brasília	
Orientadora: Philipp Ehrl	
PREMIAÇÕES: 1994 a 2017	255

APRESENTAÇÃO

Este é mais um momento de especial significado para o Conselho Regional do Distrito Federal. Com a publicação deste livro concluímos o XXV Prêmio Corecon-DF de Monografia em Economia – 2018, que busca incentivar a produção acadêmica de monografia no âmbito das Ciências Econômicas, iniciado com a criação, em 1994, do Prêmio Corecon-DF de Economia.

Hoje vivemos um momento particular, com mudanças profundas no que toca à política e às transformações que se operam no tecido social. Vive o mundo um período de grandes mudanças, com reivindicações crescentes da sociedade, em seus vários segmentos, para a conformação de um mundo de paz, mais justo e solidário socialmente.

Mas, sabe-se que os recursos disponíveis – terra (recursos naturais), trabalho, capital, tecnologia, informação, tempo – são escassos, e para enfrentar este problema é necessária uma atividade racional (economia) de administração desses recursos, que auxilie o ser humano na obtenção de seus objetivos.

Por tudo isso, entendemos oportuno incentivar a discussão de ideias para que possamos melhor compreender as características do sistema econômico onde o homem dispõe dos recursos da natureza e de suas próprias forças – tanto isoladamente como, sobretudo, em colaboração com os outros homens – para alcançar seus fins.

Para vencer o desafio de analisar os trabalhos inscritos, o Corecon-DF pôde contar com uma criteriosa e dedicada comissão julgadora, composta pelos economistas José Fernando Consentino, José Eustáquio Ribeiro Vieira Filho, Marco Aurélio Bittencourt e Bernardo Mueller. A eles os nossos sinceros agradecimentos por todo esforço e dedicação.

Vale registrar, igualmente, o zelo e o apoio dos professores Geovana Lorena Bertussi, Maria Delmondes de Carvalho Rossi, Nelson Barbosa, José Luis Oreiro e Philipp Ehrl, orientadores dos trabalhos de Eduardo Dornelas Munhoz (primeiro lugar), Matheus Biângulo Pacheco (segundo lugar), Raquel Mesquita de Almeida (terceiro lugar), Matheus Rovere (menção honrosa) e Sarah Schroeder as Silva (menção honrosa), respectivamente.

Nosso particular agradecimento às instituições de ensino superior em Ciências Econômicas do Distrito Federal, pelas inscrições de excelentes trabalhos e desejamos que continuem a estimular seus alunos a participar de eventos como este, para que possamos juntos atuar em uma única frente de valorização profissional e reconhecimento institucional dos economistas. Aos pais e familiares registramos nosso carinho e apreço pelos valiosos estímulos à liberdade criadora dos ora homenageados.

CÉSAR AUGUSTO MOREIRA BERGO
Presidente do Corecon-DF

10

**IMPACTO DOS INVESTIMENTOS SOBRE
O VALOR DE FRETES RODOVIÁRIOS
E FERROVIÁRIOS**

EDUARDO DORNELAS MUNHOZ
Universidade de Brasília

Orientadora:
Geovana Lorena Bertussi



RESUMO

O trabalho propõe, a partir de dados em painel, o estudo dos efeitos de investimentos sobre o valor de fretes rodoviários e ferroviários a partir do controle de variáveis de custo e de demanda no período de 2013 a 2016 (rodoviário) e 2013 a 2017 (ferroviário). Os resultados encontrados indicam que (i) os investimentos públicos possuem impactos negativos e significantes no valor de fretes rodoviários; (ii) os investimentos públicos não possuem impactos significantes (por mais que negativos) no valor do frete ferroviário; (iii) os investimentos privados possuem impacto negativo e significativo sobre o valor do frete ferroviário. Devido à falta de dados, não foi possível auferir o impacto do investimento privado no transporte rodoviário.



1. INTRODUÇÃO

A infraestrutura logística de um país é essencial ao seu desenvolvimento econômico por permitir, entre outras coisas, maior mobilidade de recursos produtivos entre países e/ou regiões subnacionais. Quanto maior a eficiência da infraestrutura, menores serão os custos de transporte das mercadorias e, com isso, é possível observar maiores ganhos de produtividade das empresas e aumento de bem-estar para a população.

Academicamente, os benefícios da infraestrutura são evidenciados em vários estudos. Kessides (1993) argumenta que a infraestrutura logística possibilita diversificação produtiva, aumento de retornos privados e diminuição de custos, criação de tecnologia e aumento de bem-estar.

Em Aschauer (1989), por sua vez, promove um estudo econométrico sobre o efeito de vários gastos governamentais, tanto em estoque quanto em fluxo, a partir de uma função de produção, para os anos de 1949 a 1985. Seus resultados apontam que o estoque do “núcleo” das estruturas de infraestrutura (que representa instalações de transporte, energia e saneamento) possui efeitos positivos sobre o produto de uma nação e é a variável com maior poder explicativo da produtividade de seus fatores.

Em Calderón e Servén (2004) promovem um estudo econométrico com dados de 121 países, entre 1960 a 2000, a partir de índices de estoque e qualidade dos setores de transportes, telecomunicações e energia, para mensurar o impacto da infraestrutura sobre crescimento econômico e distribuição de renda. Os autores encontram que a infraestrutura tem efeitos de redução na desigualdade de renda.

Para o caso brasileiro, efeitos semelhantes são encontrados. Em Ferreira e Malliagos (1997), os autores estimam a elasticidade do produto e da produtividade em relação aos investimentos e estoques de infraestrutura desagregados em setores para os anos de 1950 a 1995. Os autores encontram evidências de relação positiva entre produto de longo prazo e produtividade total dos fatores com a infraestrutura.

Bertussi e Ellery (2012), por sua vez, estudaram o impacto dos gastos estaduais em transporte sobre a taxa média dos cinco anos à frente de crescimento do Produto Interno Bruto estadual. Como resultado, encontram efeitos positivos no crescimento econômico a nível estadual, com efeitos maiores em estados com menor desenvolvimento econômico.

Em Mason *et al.* (2003), entende-se que o transporte é uma das atividades comprometidas diretamente com o planejamento logístico e com a integração dos processos internos de uma empresa e, por isso, é um dos fatores-chave do desempenho das cadeias de suprimento. Esses autores relataram estudos empíricos que mostram que



os custos com o transporte atingem de 2% a 4% do faturamento e de 30% a 60% dos custos logísticos totais das empresas. Diante disso, para se alcançar o maior potencial do transporte é necessário gerenciá-lo de maneira integrada com os processos de suprimento, produção, distribuição e consumo (NIELSEN *et al.*, 2003; PEDERSEN, 2001).

Para países como o Brasil, que possuem forte economia agroexportadora, o papel da infraestrutura de transportes se torna ainda mais importante pois, como as *commodities* exportadas possuem pouco valor agregado, uma diminuição nos custos logísticos da escoação de safras permitem os produtores obterem maiores lucros e se tornarem mais competitivos internacionalmente (CNT, 2016).

Por mais que importante, a infraestrutura brasileira de transportes ainda é considerada um empecilho aos produtores. De acordo com uma pesquisa da Confederação Nacional da Indústria (CNI, 2016), o custo de transporte é o principal entrave logístico enfrentado por pequenas e médias empresas exportadoras. Outro exemplo, de acordo com a Associação Brasileira das Indústrias de Óleos Vegetais (ABIOVE), as intensas chuvas que ocorreram no início de 2017 na faixa não asfaltada da BR-163, que causou vários atolamentos de caminhões, produziram um custo de US\$ 400 mil diários pelos carregamentos de grãos não chegarem aos portos no tempo correto (ABIOVE, 2017). Tal é a relação entre exportações e transporte que a redução de 1% nos custos de transporte *ad valorem* aumentam as exportações de agricultura em até 5%, de acordo com um estudo do Banco Interamericano de Investimento (BID, 2013).

Vale ressaltar que um dos critérios mais frequentemente utilizados para parametrizar as cadeias produtivas e de suprimentos envolve o processo de formação de custos. Neste caso, os transportes agregam valores diretamente referentes aos fretes pagos e, indiretamente, por meio de sua eficiência operacional que transborda para as demais atividades e operações logísticas.

No caso brasileiro, apenas 12,3% das rodovias são pavimentadas, sendo que, deste total, a maioria está em estado de conservação ruim, segundo levantamentos anuais feitos pela Confederação Nacional dos Transportes (CNT, 2016). De acordo com a mesma instituição, as ferrovias oferecem o serviço lento e de pouca produtividade, utilizando basicamente a mesma malha há oitenta anos.

Dados os efeitos positivos da infraestrutura sobre a economia, o estudo de sua qualidade e eficiência é de vital importância para o planejamento de políticas públicas voltadas à exclusão de gargalos logísticos e promoção de crescimento econômico. De forma a contribuir com o tema, portanto, este trabalho propõe o estudo do impacto dos investimentos, como um indicador de qualidade, sobre o valor de fretes nos modos rodoviário e ferroviário. Esses modos de transporte foram escolhidos pela sua rele-



vância no país, visto que representam aproximadamente 80% do transporte de cargas inter-regionais brasileiras (EPL,2016).

A análise empírica do estudo fez uso de dados em painel compreendendo uma série mensal de fretes entre janeiro de 2013 e dezembro de 2016 (para o modo rodoviário) ou janeiro de 2017 (para o modo ferroviário). Ao contrário de outros trabalhos, como Martins (2008), que também estudam fatores que influenciam os valores de fretes em meios de transporte e normalmente utilizam apenas variáveis de custo, o presente artigo também busca evidenciar aspectos de demanda, como o efeito de produto econômico setorial e cotações de *commodities*.

As seções seguintes buscam contextualizar o atual cenário para os transportes de carga rodoviário e ferroviário, assim como explicitar a metodologia utilizada e os resultados obtidos. As partes são distribuídas do seguinte modo: a Seção 2 aborda os aspectos institucionais de ambos transportes estudados; a Seção 3 versa sobre a literatura de fretes de cargas rodoviário e ferroviário; a Seção 4 expõe a metodologia utilizada para a análise empírica; a Seção 5 explicita os resultados encontrados e as análises recorrentes; e a Seção 6 apresenta as considerações finais do estudo.

7. TRANSPORTE RODOVIÁRIO E FERROVIÁRIO

7.1. ASPECTOS INSTITUCIONAIS DO MODO RODOVIÁRIO

O modo rodoviário é recomendado para percorrer pequenas distâncias, tendo em vista que é bastante dinâmico e, principalmente, ágil, pois as rodovias, com maior capilaridade no território, possibilitam buscar alternativas de rotas, fator que não acontece em outros meios, como o ferroviário, por exemplo. Devido a isso, Eller, Sousa Junior e Curi (2011) mostram que uma característica importante das rodovias é que elas permitem a maior integração do território e o desenvolvimento de polos econômicos, mesmo a maiores distâncias, ao permitir a descentralização das atividades econômicas do país. Caixeta-Filho (1998) completa que, dado que o transporte rodoviário é o único que realiza o transporte “ponto-a-ponto”, tal modo será utilizado, se não exclusivamente, em um sistema multimodo de modo complementar a outros transportes.

No Brasil, a malha rodoviária totaliza 1,72 milhões de quilômetros e o transporte é o mais utilizado, com uma representatividade de 65% em relação à matriz de transporte, totalizando 1.548 bilhões de toneladas quilômetros úteis (TKU) em 2015 (EPL, 2016). Em países de extensão territorial semelhante à do Brasil – Austrália,



Canadá, China e EUA –, o transporte da produção do agronegócio e indústrias por rodovias e ferrovias apresenta-se equilibrado e com melhor aproveitamento do modo hidroviário, assegurando a esses países redução de custos operacionais, dos impactos ambientais e das externalidades negativas. (CNA, 2015).

Não obstante a predominância do transporte de cargas por caminhões no Brasil, em pelo menos 58,2% da extensão das rodovias há algum tipo de deficiência na pavimentação, sinalização ou geometria da via (CNT, 2016). O alto grau de precariedade das vias brasileiras rendeu o 121º lugar (entre 140) no quesito “qualidade de infraestrutura rodoviária” do Ranking de Competitividade Global do Fórum Econômico Mundial (WEF, 2016).

A má condição das rodovias brasileiras reduz a segurança viária e aumenta o custo de manutenção dos veículos, além do consumo excessivo de combustível, lubrificantes e outros insumos. Conforme dados da CNT (2016), a despesa com transporte de carga por rodovias no Brasil é, em média, 24,9% mais onerosa do que seria caso as estradas oferecessem melhores condições de pavimentação. Tal valor, contudo, varia conforme a região: a região mais prejudicada é a Norte (34,3%) no valor dos fretes, seguida pela Sul (25,7%), Centro-Oeste (25,3%), Nordeste (23,9%) e Sudeste (21,2%).

A Lei nº 11.442, de 5 de janeiro de 2007, dispõe sobre o transporte rodoviário de cargas por conta de terceiros e mediante remuneração. No artigo 4 da referida lei, cria-se a figura do transportador autônomo independente e do transportador autônomo agregado. Assim, a lei define como transportador autônomo agregado “aquele que coloca veículo de sua propriedade ou de sua posse, a ser dirigido por ele próprio ou por preposto seu, a serviço do contratante, com exclusividade, mediante remuneração certa”, e autônomo independente “aquele que presta os serviços de transporte de carga de que trata esta Lei em caráter eventual e sem exclusividade, mediante frete ajustado a cada viagem”. A lei estabelece que o vínculo de emprego autônomo, seja independente ou agregado, é de natureza comercial, não ensejando em nenhuma hipótese a caracterização de vínculo de emprego.

De acordo com os artigos 7 e 9 da Lei supracitada, no modo rodoviário de cargas, o transportador da carga (empresa ou autônomo) assume a responsabilidade pelos prejuízos resultantes de perda, danos ou avarias à carga transportada, a partir do seu recebimento, respondendo pela sua integridade até a entrega no seu destino. Ainda, o transportador tem responsabilidade pelo atraso na entrega da carga, se estabelecido prazo de entrega no contrato ou no conhecimento de transporte, que também é prova do contrato. Por fim, de acordo com o artigo 14 da mesma Lei, a responsabilidade civil do transportador pelos prejuízos causados em razão de perda, danos ou avarias à carga transportada tem como limite o valor declarado pelo expedidor, que, de um modo geral, é o valor constante da nota fiscal, podendo ser consignado em contrato



de transporte e devendo sê-lo no conhecimento. A responsabilidade abrange ainda o valor do frete e do seguro, se tais valores tiverem sido suportados pelo embarcador.

O transporte de cargas por rodovias não possui um comportamento sistemático dos valores de frete, variando principalmente em função das quantidades a serem movimentadas, da frequência de embarques e do atendimento dado ao cliente.

Vale ressaltar também que, pelo fato de ser um mercado com menor grau de regulamentação e menores barreiras à entrada, possibilita mais competitividade, com maior oferta do serviço, o que visivelmente impacta no frete ofertado para aqueles que desejam utilizar o serviço (Zylbersztajn e Neves, 2000). Deve-se destacar que o carácter descentralizado do modo rodoviário, com poucas concessões rodoviárias em relação à malha viária total, torna a infraestrutura desse transporte muito dependente dos investimentos governamentais.

7.2. ASPECTOS INSTITUCIONAIS DO MODO FERROVIÁRIO

O modo ferroviário é o segundo maior no transporte de cargas inter-regional no Brasil (EPL,2016), sendo responsável por 15% do total e 356,8 bilhões de toneladas quilômetros úteis (TKU) em 2015. Devido à sua maior capacidade de carregamento (ante o modo rodoviário) e sua maior velocidade (ante o modo aquaviário), o transporte ferroviário é utilizado principalmente no transporte de minérios e granéis agrícolas. Ainda, a malha ferroviária, em 2015, atingiu 29.291 km (não contabilizando trens urbanos e de passageiros) (CNT, 2015).

A história do modo ferroviário no Brasil é altamente atrelada aos ciclos econômicos. Como exemplo, a primeira ferrovia brasileira, Estrada de Ferro Mauá (ou Estrada de Ferro Petrópolis), foi construída em 1854 para o transporte de café do Vale do Paraíba até o Porto de Mauá. Contudo, não havia um planejamento central e integrador da malha ferroviária, o que gerou vários trechos de baixa utilização e com diferenças de bitola (CNT, 2013). A situação se deteriorava também pelo aumento no número de rodovias, que competiam com a ferrovia no transporte de cargas e passageiros.

Em 1957, foi criada a Rede Ferroviária Federal S.A. (RFFSA). A estatal era responsável pela administração da rede ferroviária da União e tinha como o objetivo centralizar o planejamento e tornar as ferrovias mais integradas. Em 1960, a malha ferroviária brasileira atinge sua maior extensão e apresentava ganhos de produtividade e de carga transportada. Contudo, com as consecutivas crises fiscais brasileiras nos períodos posteriores, a administração das ferrovias públicas ficou cada vez mais custosa ao Estado (CNT, 2013).

A Constituição Federal de 1988 garante, em seus artigos 21 e 175, a possibilidade



de oferta da iniciativa privada de serviços públicos de infraestrutura a partir de concessão. Diante disso e do Programa Nacional de Desestatização, em 1992 a RFFSA é privatizada. Sua malha é dividida em lotes, conforme as antigas superintendências da RFFSA, e entre 1996 e 1998 as frações da malha são leiloadas seguindo o modelo de maior valor de outorga.

O modelo de concessão ferroviário foi definido a partir do Decreto nº 1.832/1996. A concessão ferroviária seria verticalizada, isto é, o operador de infraestrutura e o gestor de infraestrutura eram representados pela mesma pessoa jurídica. Outras características são: a concessão duraria 30 anos, prorrogáveis por igual período; a definição de tarifas teto, definidos pelo Estado e individual para cada malha; metas quinquenais de aumento de produção anual e número de acidentes; e garantia de tráfego mútuo e direito de passagem. Destaca-se que a legislação não impunha metas de investimento aos concessionários, apenas metas para movimentação (resolução nº 3.696 da ANTT).

Em 2011, a Agência Nacional de Transportes Terrestres (ANTT) publicou três resoluções (3.694, 3.695 e 3.696) que mudavam o paradigma da concessão ferroviária no Brasil. O modelo apresentado era horizontal, isto é, o operador de infraestrutura era independente do gestor de infraestrutura e, da mesma maneira que antes, não havia meta de investimentos aos concessionários. O ente público estaria representado pela VALEC Engenharia, Construções e Ferrovias S.A. (VALEC) compraria a capacidade do gestor de infraestrutura e venderia aos operadores ferroviários (CNT, 2013). Contudo, tal modelo nunca entrou em operação prática em sua totalidade. Inclusive, o programa de investimentos CRESCER, concebido em 2016, descartou futuras concessões ferroviárias no modelo desenvolvido em 2011 ao anular o Decreto 8.129/2013, que instituiu o novo modelo oficialmente, por meio do Decreto 8.875/2016.

Pelo modelo atual de concessão, a compra do serviço de transporte pode se dar por duas vias: contratos de longo prazo e mercado *spot*. O primeiro tipo, mais utilizado, normalmente abarca contratos de longo prazo e usuários investidores, isto é, usuários que incorporam capital próprio no operador ferroviário para construção ou ampliação de um determinado trecho da malha. Tais contratos são chamados de *take-or-pay*. Já o frete *spot* é aquele feito normalmente sem contrato e é demandado devido a excessos temporários e não esperados de carga para ser transportada – logo, seus valores flutuam em decorrência da demanda e da oferta do período. (OLIVEIRA; CAIXETA FILHO, 2007).



8. REVISÃO DE LITERATURA

A formação do frete é bastante complexa, pois, além dos custos operacionais, incorpora também fatores locais e conjunturais. A seguir, serão analisados os principais fatores que influenciam os fretes, segundo a literatura, de forma a embasar o uso das variáveis no estudo empírico. É necessário ressaltar que grande parte da literatura pesquisada faz referência aos fretes rodoviários, devido ao seu importante papel na matriz de transporte brasileira.

Nascimento, Gallon e Beuren (2009), ao realizarem um estudo de caso de um transportador rodoviário, indicam que os preços de fretes são formados tanto por elementos internos (custos) como por elementos externos (oferta de transporte e demanda). Mais especificamente, o trabalho cita Kotler (2000) ao explicar que a demanda exerce o papel de limite máximo ao valor do frete e os custos exercem o papel de piso. Já os preços dos concorrentes também deveriam ser observados e uma possível reação desses serem considerados na formação do frete.

Martins (2008) promove um interessante estudo econométrico e descritivo para determinar a complexidade e os fatores que permeiam a formação dos fretes rodoviários. Em concordância com os trabalhos anteriores, ressalta que o custo, por mais que relevante, não é o único na formação de preços – o comportamento dos consumidores e o ambiente de negócios também são fatores que afetam a determinação de preços. Por tais características, o valor do frete reflete diretamente variações em fatores como o desempenho da economia, estratégias empresariais, acordos internacionais de comércio dentre outros (DOT, 1995). Soares e Caixeta-Filho (1997), ao estudarem, por meio de uma pesquisa descritiva, dados de fretes rodoviários, destacam a sazonalidade como um fator importante na análise de frete. Ademais, os autores citam que a própria estrutura de mercado – exigência de equipamentos específicos e falta de concorrência no transporte são fatores que encareceriam o valor de frete cobrado.

Os fretes ainda são impactados pelas rotas e perfil da empresa (HIJJAR, 2007). No caso de rotas, trajetos com *origem* em regiões com maiores demandas costumam encarecer o frete. Do contrário, trajetos com *destino* em regiões de grande demanda costumam ser mais baratos devido à existência de fretes de retorno. Por exemplo, cita Hijjar (2007), “o preço pago pela movimentação de cargas do Rio de Janeiro para São Paulo é, em média, 34% mais baixo do que na direção inversa” (p. 2).

Samuelson (1977) derivou um modelo teórico simples de determinação de frete para o caso de um transportador exclusivo. Supondo um comportamento de maximização de lucros por parte do monopolista de transporte, a tarifa de transporte ou frete (t) seria dada por:



$$t = \frac{dC}{dD} + P \left(\frac{1}{E_d} + \frac{1}{E_s} \right) \quad (1)$$

em que $\frac{dC}{dD}$ o custo marginal do transporte.

De acordo com esse modelo, transportador estabelece o frete (t) como sendo igual ao custo marginal da atividade de transporte (dC/dD) mais o preço P da mercadoria multiplicado pela soma dos inversos das elasticidades da demanda (E_d) e da oferta (E_s), ambas definidas em módulo. Desse modo, essa equação gera três análises principais sobre a formação de frete de transporte. Primeiro, os fretes de transporte (t) aumentam com o valor unitário da mercadoria transportada, pois (t) tem parcela direta na formação do preço final. Segundo, as mercadorias que apresentam maior elasticidade de oferta ou de demanda tendem pagar menores fretes, devido ao carácter elástico da demanda ou da oferta. Terceiro, as estruturas de mercado da oferta e da demanda do produto transportado têm efeito sobre os fretes pagos pelo transporte do produto, uma conclusão derivada do item anterior. É importante perceber que quanto maior próximo da estrutura de mercado (com as elasticidades altamente elásticas), mais o frete de transporte se aproxima do custo marginal da atividade (MARTINS, 2008).

De acordo com Martins (2008), enquanto o custo total para o transportador é linear ascendente com a distância, a relação entre frete e distância é decrescente devido à diluição dos custos fixos na quilometragem. Com isso, percebe-se que a atividade de transporte possui a característica de economias de escala em relação à distância do percurso.

No caso do transporte ferroviário, Castro (2002) explicita que, além de possuir economia de escala, o operador ferroviário também tem a característica de economia de escopo. Isso acontece, pois, a infraestrutura ferroviária (locomotivas, terminais, linhas férreas) possibilitam não apenas o transporte de cargas, mas também o transporte de passageiros.

Constata-se que a distância é o principal fator de determinação dos fretes, pois afeta os custos variáveis (quilometragem rodada) do serviço, independentemente do modo utilizado. De modo geral, estudos que procuram identificar os determinantes dos fretes rodoviários são, primeiramente, dependentes das distâncias e, posteriormente, ajustados por outros fatores (CORREA JÚNIOR *et al.*, 2001). Soares e Cai-xeta-Filho (1997) explicam que a distância é importante pois os custos fixos são diluídos conforme a distância aumenta, o que tornam frete mais longos preferíveis aos transportadores.

Nascimento, Gallon e Beuren (2009), a partir do estudo de Ballou (2001), indi-



cam sete aspectos que impactam a formação do preço do frete: distância; volume, tipo de produto e especificidade da carga do veículo; prazo de entrega; interligação (quando o transportador, do mesmo modo ou de outro, deve recorrer a outros transportadores para atender determinadas regiões); e taxas (impostos). Posteriormente, quando os autores analisam o estudo de caso com um transportador rodoviário, alguns dos aspectos citados anteriormente são exemplificados: em taxas, incluem-se o Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS), Taxa Administrativa da Secretaria da Fazenda Estadual (TAS); em volume, inclui-se a cubagem¹; em tipos de carga, inclui-se a tarifa para cargas de difícil manuseio; entre outros exemplos.

Hijjar (2007), em sua análise descritiva sobre dados do Painel de Fretes do Centro de Estudos em Logística (CEL/Coppead), acha indícios de que deprimem os preços do frete rodoviário a elevada oferta de transporte, a falta de exigências para a operação e a baixa fiscalização do governo. Caixeta-Filho (1998) argumenta que a fiscalização precária e a pouca quantidade de balanças rodoviárias permitem o tráfego de caminhões com excesso de peso, o que degradam as rodovias. Em tal cenário, o estado das vias rodoviárias afeta negativamente o consumo de combustível e lubrificantes, além do maior desgaste de pneus. A concessão à iniciativa privada das rodovias, segundo o autor, por mais que amenize tais efeitos negativos, também acrescentam uma carga alta aos custos do transportador, que muitas vezes prefere transitar por vias deprecadas a pagar pedágios.

Bozoky *et al.* (2014), ao analisarem rotas e modos alternativos ao rodoviário para escoação da produção de soja do Mato Grosso do Sul, atribuem a distância percorrida, prazo de entrega, pedágios, balanças ao longo da via e estado de conservação das vias como variáveis importantes na formação do frete rodoviário pela ótica dos custos. Já Soares e Caixeta-Filho (1997) complementam as variáveis que afetam os fretes com a característica de mercado (carga para exportação, mercado interno, ou provinda de importação) e o custo de oportunidade do veículo parado, isto é, o tempo perdido em filas de espera e carga e descarga. Em especial, esse último fator é afetado pela falta de instalações adequadas de armazenagem nos produtores agrícolas, o que torna a operação dependente das condições climáticas.

De acordo com Davies (1986), o transportador percebe o encarecimento dos custos quando trafega em rodovias precárias e, por isso, concede descontos ou cobra prêmios de acordo com as vias do percurso contratado.

1 No transporte rodoviário, alguns produtos podem ser volumosos, por mais que não densos – isto é, cargas que lotam a carroceria antes de completar o limite de peso. Em tais situações é calculado um ajuste no valor do frete, chamado de “cubagem”, que aumenta o frete conforme a densidade do objeto transportado diminui (NTC, 2001).



De acordo com Soares e Caixeta-Filho (1997), o reajuste de frete se dá proporcionalmente ao reajuste do óleo diesel, visto que esse é a principal rubrica de custos. Sobre isso, Castro (2002) afirma que uma “regra de bolso” dos caminhoneiros é cobrar um litro de óleo por quilômetro percorrido, podendo haver descontos a depender da distância e da existência de cargas de retorno.

Eller, Sousa Junior e Curi (2011) constroem uma metodologia para comparar os custos de implantação, operação e manutenção dos modos rodoviário e ferroviário no cenário brasileiro. No trabalho, que argumenta a favor de mais investimentos no transporte ferroviário, exaltam que o transporte de carga no Brasil é muito dependente do sistema rodoviário e as condições insatisfatórias da malha rodoviária tem onerado os produtos brasileiros a partir da elevação dos custos de frete e de manutenção dos veículos. Os autores comentam ainda que a “necessidade constante de investimentos em conservação das rodovias faz com que os recursos públicos nunca pareçam suficientes para manter a qualidade do sistema” (ELLER; SOUSA JUNIOR; CURI, 2011, p.2). Contudo, se por um lado a escassez de recursos reforça a necessidade de melhor alocação de investimentos, por outro, a obtenção da alocação ótima é dificultada por alguns aspectos de custos de infraestrutura que “continuam obscuros” em razão de diversidades metodológicas e posicionamentos políticos antagônicos.

Já no que tange ao perfil de caminhões utilizados, a capacidade dos caminhões influi no valor conforme as rotas maiores (acima de 200 km). Hijjar (2007) também indica que, para alguns tipos de caminhões, principalmente aqueles com maior presença de caminhoneiros autônomos, o preço médio pago pelo frete se encontra abaixo da curva teórica de custos. Tal fato se daria por uma margem de operação reduzida do transportador e/ou a existência de custos de transporte não sendo remunerados corretamente. Nascimento, Gallon e Beuren (2009) discutem a margem bruta do transportador como inversamente proporcional à distância percorrida, em concordância à Hijjar (2007), além de custos diretos, como seguro da carga, impostos e pedágio.

Ainda tendo por base os custos de prestação de serviços, em parte, os fretes de mercado também refletem os investimentos realizados para a prestação dos serviços, incorporados como custos fixos, conforme as especificidades da carga, que podem implicar ativos mais caros e cargas de maior risco ou com necessidade de cuidados especiais. A isso, somam-se os investimentos na infraestrutura como meio de melhorar as vias rodoviárias e conseqüentemente reduzir os custos operacionais. (Martins, 2008)

Wanke e Fleury (2012) promoveram um amplo estudo sobre variáveis que afetam o custo dos vários tipos de transporte de cargas utilizando a Pesquisa Anual de Serviços e a Relação Anual de Informações Sociais (Rais), ambas para o ano de 2002, e várias técnicas de análise multivariada, como análise fatorial e de *cluster*. A respeito do transporte ferroviário, afirmam que os custos operacionais do modo ferroviário são,



em maioria, custos fixos – nesses casos, os custos variáveis poderiam ser uma aproximação dos custos marginais. Logo, a conservação das vias é de vital importância para um frete competitivo – de acordo como os autores, a má conservação das linhas férreas acarreta baixas velocidades médias praticadas, o que reduz a produtividade do transporte. Ainda, de acordo com um estudo realizado pelo Bradesco (2017), os custos de produção do transporte ferroviário se dividem em custos de mão de obra (70,8%), combustíveis e lubrificantes (21,8%, devido às locomotivas brasileiras serem predominantemente do tipo diesel-elétricas) e mercadorias e materiais de reposição (7,4%).

Por fim, é interessante referenciar o quadro de variáveis que afetam o frete dos modos rodoviário e ferroviário mostrado em Martins (2008). A tabela abaixo resume algumas das variáveis já discutidas anteriormente, além de outras de menor relevância na literatura.

TABELA 1 - Variáveis que impactam no valor dos fretes.

CUSTOS	CARGA	VEÍCULO	MERCADO
Distância	Peso	Número de vagões	Origem/Destino
Custos	Preço	Tamanho	Época
Combustível	Volume	Lotação	Oferta
Tempo de carga/descarga	Densidade	Acondicionamento	Demanda
Salários	Perecibilidade		Carga de retorno
Risco de greve	Tipo de carga		Nível de serviço
Fronteiras			Contrato
Condições de vias			Rotas

Fonte: Gameiro (2003) *apud* Martins (2008).



9. METODOLOGIA

Este trabalho caracteriza-se como uma pesquisa empírica, de caráter exploratório, que procurou investigar evidências do mercado para a explicação dos impactos dos investimentos públicos e privados em infraestrutura na formação do frete rodoviário e ferroviário no Brasil. Segundo Vergara (1998), a pesquisa exploratória é adequada em áreas de poucos conhecimentos acumulados, enquanto a compreensão dos fenômenos ainda não é suficiente ou mesmo é inexistente. O caráter empírico da pesquisa estará apoiado em dados levantados e em referencial teórico pertinente ao tema. Foram usados recursos estatísticos e econométricos para a identificação de comportamentos sistemáticos dos fretes para as categorias de produtos utilizados, aliados a outras evidências de mercado

Nesta seção do artigo, serão demonstrados os aspectos da análise empírica realizada. Primeiramente, discute-se os dados utilizados e suas fontes. Em sequência, debate-se aspectos acerca dos estimadores utilizados e testes de robustez realizados.

Como citado na revisão de literatura, Kotler (2002) explicita que o frete de transporte é formado tanto pela demanda, que define o valor máximo, quanto pelos custos, que define o valor mínimo a ser aplicado. A partir disso, esse trabalho assume o seguinte modelo teórico genérico a ser testado:

$$\text{Frete}_{i,t} = \alpha_1 + \beta_1 \text{Custos} + \beta_2 \text{Demanda} + \beta_3 \text{Tendência} + u_{i,t} \quad (2)$$

A metodologia utilizada se baseia na regressão dos fretes de cada modo, transformadas para a unidade de reais por tonelada quilômetro (R\$/TKU), de modo a corrigir a distorção de curtas e longas distâncias sobre o valor. Uma importante implicação do uso da variável em R\$/TKU é a não necessidade de empregar a distância como variável de controle, ao contrário do que é normalmente feito na literatura (como em CASTRO, 2002 e MARTINS, 2008), pois a distância já é controlada no valor da variável dependente. Controlou-se também a especificação da carga, pois as análises concentram apenas em grãos sólidos agrícolas, cargas que compartilham, de modo geral, as mesmas condições de carga/descarga e equipamentos para transporte.

As variáveis independentes, por sua vez, buscam refletir os principais fatores que afetam o frete do modo, conforme a literatura explicitada anteriormente. Na modelo apresentado na equação (2), tais variáveis são elencadas como “Custos”, “Demanda” e “Tendência”, em que “Custos” e “Demanda” não representam apenas uma variável, mas um conjunto de itens.

No conjunto de “Custos”, fazem parte as variáveis de investimento e combustível. A variável de estudo, o montante de investimentos, foi adicionada para represen-



tar os custos fixos do setor, que afetam a produtividade do transporte. Tal argumento foi mostrado em Wanke e Fleury (2012), Eller, Sousa Junior e Curi (2011), Bozoky *et al.* (2014), entre outros. Para a representar de custo variável, foi adicionada a variável do combustível, que tem um impacto significativo conforme mostrado em Soares e Caixeta-Filho (1997) e Castro (2002).

No que tange ao conjunto de “Demanda”, foram adicionadas variáveis de produtos internos de agropecuária e exportação. A utilização do índice de produto interno possibilita ainda captar a sazonalidade, visto que o maior fluxo de transporte ocorre durante a safra das culturas, do interior para os portos (MARTINS, 2008). Além disso, a também foram adicionadas variáveis de cotações de *commodities* agrícolas dessazonalizadas, complementando os efeitos de demanda presentes.

Todos os valores monetários utilizados foram corrigidos a preços de dezembro de 2014 por meio do índice IGP-DI, calculado pela Fundação Getúlio Vargas (FGV). O IGP-DI se relaciona com o setor de transportes pois é formado a partir do Índice de Preços ao Atacado (IPA), leva consideração também o Índice Nacional da Construção Civil (INCC) e possui um componente que o atrela ao dólar e a bens de capital. Seu uso é feito também na atualização de contratos de concessão ferroviária (por exemplo, Resolução nº 3738 da ANTT), além de também ser utilizado em outros estudos de custo (por exemplo, em VALEC, 2012) e, até 2006, o índice era o indexador dos reajustes na tarifa telefônica (BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2016).

9.1. DADOS

9.2. MODO RODOVIÁRIO

Os investimentos públicos em rodovias apresentaram um comportamento crescente durante os anos de análise, conforme mostrado na Tabela 2. De 2013 a 2016, a rubrica apresentou crescimento de R\$ 1,9 bilhões de reais, ou 24,3%, entre valores pagos e restos a pagar. Contudo, excetua-se o ano de 2015, que apresentou uma queda de R\$ 2,495 bilhões (28,5%) ante o ano imediatamente anterior. A retração, que se iniciou em 2014, ocorreu devido a contingenciamentos dos gastos do governo federal.

Deve-se destacar que a única base pública e tratada de dados de investimento privado em rodovias, pertencente à Associação Brasileira de Concessionárias de Rodovias (ABCR), possui apenas a versão anual com acesso público. Diante da complexidade na obtenção de tais dados, esse estudo irá analisar apenas o investimento público na infraestrutura rodoviária.



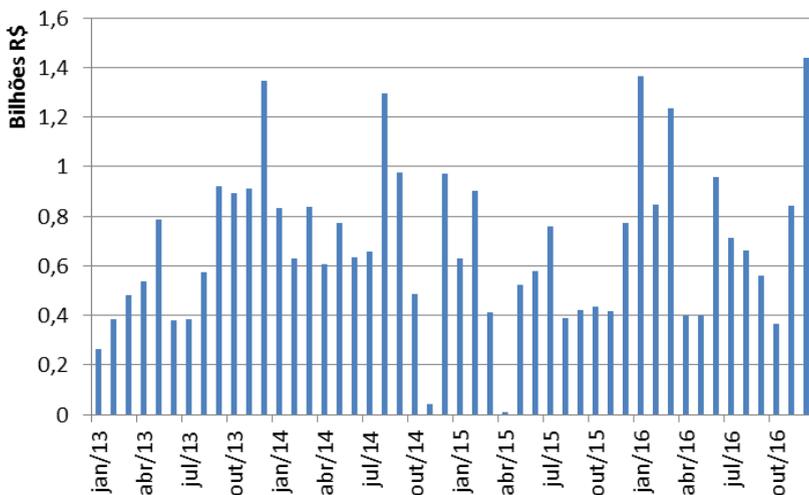
TABELA 2 - Investimentos públicos no setor rodoviário (valores de dezembro de 2014).

Investimentos públicos no setor rodoviário				
<i>Em milhões de R\$</i>	2013	2014	2015	2016
Investimento público	7.864,21	8.743,33	6.248,08	9.773,50
Variação ao ano	-	11,2%	-28,5%	56,4%

Fonte: Siga Brasil²

O gráfico abaixo mostra a distribuição mensal dos investimentos públicos no período analisado.

GRÁFICO 1 - Investimentos públicos em rodovias (valores de dezembro de 2014).



Fonte: Siga Brasil

² Dados de investimento rodoviário obtidos no Siga Brasil possui a seguinte função de pesquisa: Função 26, subfunção 782, GND 4 (investimentos), restos a pagar pagos e valor pago.



9.3. MODO FERROVIÁRIO

O total de investimentos públicos e privados em ferrovias apresentou crescimento no período analisado, com exceção dos investimentos públicos em 2015 que apresentaram decréscimo pelo contingenciamento nos gastos do Governo Federal, conforme ilustrado na Tabela 3. Entre 2013 e 2016, os investimentos totais aumentaram em R\$ 11,347 bilhões de reais (202,40%), principalmente por conta dos investimentos privados durante os anos de 2014 e 2015. Nesses anos, os investimentos privados em ferrovias apresentaram grandes aumentos devido à restauração de trechos e renovação de frota e equipamentos realizada por várias malhas.

Vale ressaltar o grande aumento dos investimentos públicos em ferrovias verificados em 2016, de 285,58% ante 2014. A grande elevação se deu pelo valor pago e, principalmente, de restos a pagar pagos do ano anterior em grandes obras na Ferrovia de Integração Leste-Oeste (FIOL) e na Ferrovia Norte-Sul (FNS).

Tabela 3 - Investimentos no setor ferroviário (valores de dezembro de 2014).

Investimentos no setor ferroviário				
<i>Em milhões de R\$</i>	2013	2014	2015	2016
Investimento Privado	3.441,98	6.005,46	8.219,90	6.857,75
Variação ao ano	-	74,48%	36,87%	-16,57%
Investimento Público	2.164,30	2.618,36	1.707,97	10.095,85
Variação ao ano	-	20,98%	-34,77%	491,10%
Razão privado/público	1,59	2,29	4,81	0,68

Fonte: ANTT e Siga Brasil³

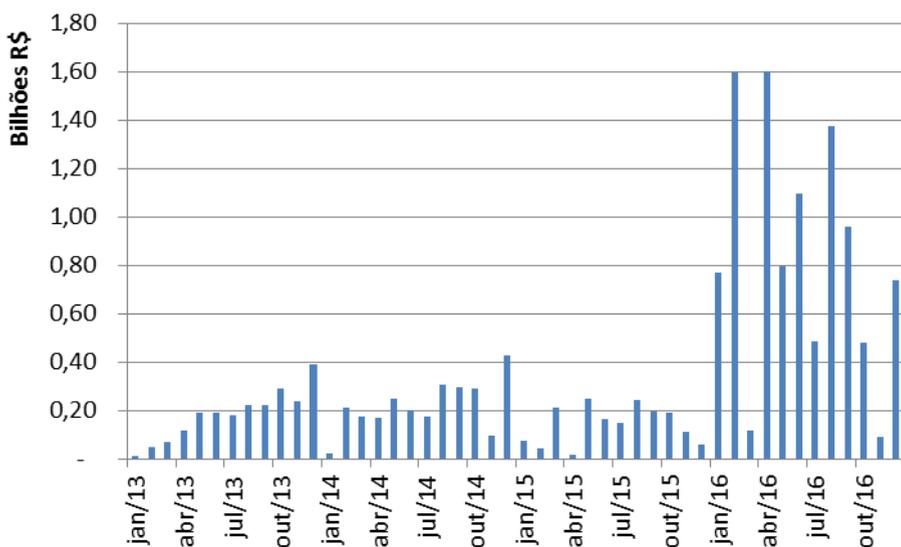
³ Dados de investimento públicos ferroviários obtidos no Siga Brasil possuem a seguinte função de pesquisa: Função 26, subfunção 783, GND 4 (investimentos), restos a pagar e valor pago.



O Gráfico 2 ilustra os investimentos públicos em ferrovias de acordo com a sua distribuição mensal. Nota-se, conforme explicitado anteriormente, o grande aumento de tais investimentos no ano de 2016. O Gráfico 3, por sua vez, ilustra a distribuição mensal dos investimentos privados em ferrovias.

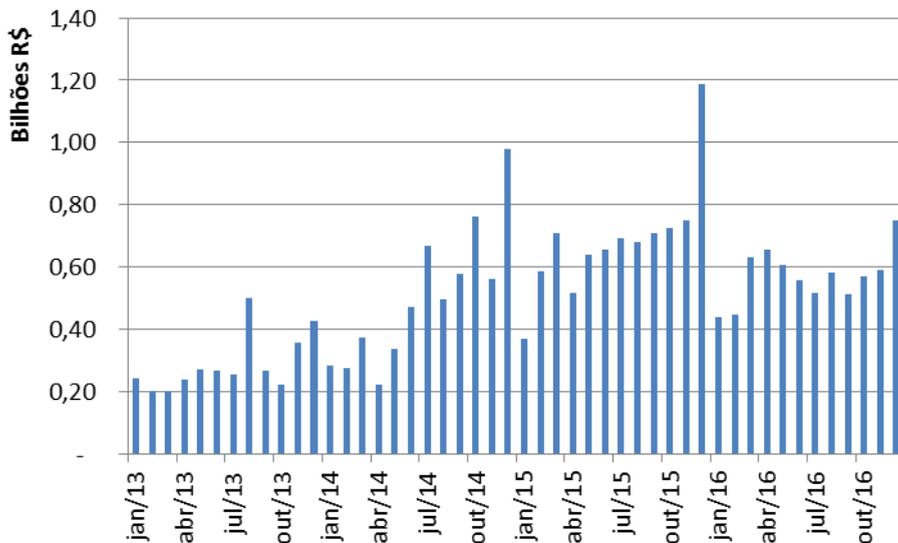
GRÁFICO 2 - Investimento mensal público em ferrovia

(valores de 2014).



Fonte: Siga Brasil

GRÁFICO 3 - Investimento mensal privados em ferrovia (valores de 2014).



Fonte: ANTT

As séries apresentadas nos gráficos 2 e 3 acima sustentam que os investimentos privados são mais constantes do que os investimentos públicos ferroviários. Em relação aos dados de investimento rodoviário e ferroviário, é possível notar que não há sazonalidades.

9.4. ANÁLISE EMPÍRICA DO MODO RODOVIÁRIO

Os dados para a análise do frete rodoviário estão estruturados em painéis que abrangem, mensalmente, o período de janeiro de 2013 a dezembro de 2016, período que mostrou uma disponibilidade satisfatória de dados.

Os dados de frete rodoviário de grãos sólidos agrícolas foram coletados na Associação dos Produtores de Soja e Milho de Mato Grosso (APROSOJA/MT) e se referem aos fretes interestaduais de soja e milho para rotas selecionadas. Os valores são isentos do Imposto sobre Consumo de Bens e Serviços (ICMS) e foram transformados para o valor de reais por tonelada quilômetro (R\$/TKU). As rotas fixas são acompanhadas semanalmente pela APROSOJA e foram utilizadas como os grupos do painel. Para cada uma das 26 rotas analisadas, descritas na tabela abaixo, foi feita a média dos fretes quilométricos semanais para auferir o frete médio mensal.

**TABELA 4** - Lista de rotas analisadas.

Origem	Destino	Distância (Km)
Campo Novo do Parecis (MT)	Paranaguá (PR)	2.195
Campo Novo do Parecis (MT)	Porto Velho (RO)	1.050
Campo Novo do Parecis (MT)	Rondonópolis (MT)	610
Campo Novo do Parecis (MT)	Santos (SP)	2.015
Campo Verde (MT)	Alto Taquari (MT)	427
Campo Verde (MT)	Paranaguá (PR)	1.768
Campo Verde (MT)	Rio Verde (GO)	647
Campo Verde (MT)	Rondonópolis (MT)	155
Campo Verde (MT)	Santos (SP)	1.545
Canarana (MT)	Alto Araguaia (MT)	580
Canarana (MT)	Santos (SP)	1.665
Canarana (MT)	Uberlândia (MG)	1.010
Diamantino (MT)	Alto Taquari (MT)	672
Diamantino (MT)	Paranaguá (PR)	1.990
Diamantino (MT)	Rondonópolis (MT)	400
Diamantino (MT)	Santos (SP)	1.895
Rondonópolis (MT)	Alto Taquari (MT)	275
Rondonópolis (MT)	Maringá (PR)	1.115
Rondonópolis (MT)	Paranaguá (PR)	1.590
Rondonópolis (MT)	Santos (SP)	1.500
Sapezal (MT)	Porto Velho (RO)	945
Sorriso (MT)	Alto Taquari (MT)	890
Sorriso (MT)	Cuiabá (MT)	400
Sorriso (MT)	Paranaguá (PR)	2.200
Sorriso (MT)	Rondonópolis (MT)	615
Sorriso (MT)	Santos (SP)	2.025

Fonte: Elaboração própria.

A utilização dos dados da APROSOJA impacta de duas maneiras diretas nos resultados empíricos que serão encontrados. O primeiro se dá pelo fato de que o frete analisado faz relação apenas às cargas de milho e soja. O segundo, a utilização de rotas fixas específicas pode ser avaliada como análise pontual para o estado de Mato



Grosso, o maior produtor de grãos do país. Tendo isso em vista, e o fato desses grãos representarem grande parte da produção agrícola nacional, o autor acredita que esses pontos não invalidam os resultados encontrados.

Os dados de preço ao consumidor do diesel S10 foram coletados no site a Agência Nacional do Petróleo (ANP).

Os investimentos públicos em rodovias (manutenção e expansão) foram coletados a partir da base do Sistema Siga Brasil, disponibilizado pelo Senado Federal. Foram considerados apenas os investimentos feitos pelo Departamento Nacional de Infraestrutura de Transportes (DNIT), devido à sua majoritária participação nos investimentos de infraestrutura rodoviária.

O Produto Interno Bruto (PIB) mensal, e suas desagregações, são representados pelo Índice de Atividade Econômica (IAE), calculado pela Serasa Experian. Por mais que não seja o valor de fato calculado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, divulgado no agregado trimestral), ou pelo Banco Central do Brasil (que não distribui setorialmente), o IAE oferece uma boa noção sobre o nível de atividade econômica da economia e possibilita a análise correta do sinal do efeito de demanda sobre o frete rodoviário.

Os preços de soja e milho foram coletados no site da Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB) e correspondem aos preços médios mensais ao produtor de Mato Grosso.

Ao final, a base de dados possui 1.248 observações divididas em 26 grupos de painel (balanceados) e 48 períodos de tempo.

O uso de dados em painel possibilita controlar fatores idiossincráticos de cada grupo (rotas) do frete rodoviário e fatores que se alteram com o tempo, mas não com as rotas. Tais qualidades corrigem alguns erros estatísticos de regressões, como por exemplo, diminuem a presença de heterocedasticidade quando comparado a estimadores de séries temporais (HSIAO, 1986, *apud* DUARTE; LAMOUNIER; TAKAMATSU, 2007).

As principais técnicas utilizadas para análise de dados com essa estrutura são os estimadores de efeitos fixos (FE) e os estimadores de efeitos aleatórios (RE). De acordo com Johnston e Dinardo (1997), ambas as técnicas possuem a seguinte estrutura:

(3)



em que $\epsilon_{i,t}$ é o efeito individual, $\epsilon_{i,t} = X_{i,t}\beta + \epsilon_{i,t}$ não correlacionado com α_i e os índices i, t representam o i -ésimo indivíduo e o t -ésimo período. Ainda, as seguintes hipóteses são assumidas para ambas técnicas:

(4)

$E[\eta] = 0, E[\alpha_i, \alpha_j] = 0$ para $i \neq j, E[\alpha_i, \eta_{i,t}] = 0, E[\alpha_i] = 0, E[\eta, \eta] = \sigma_\eta^2 I_{nr}$, isto que, no estimador de efeitos aleatórios, a hipótese de ortogonalidade, no estimador de efeitos fixos tal hipótese é relaxada. Um ou outro método irá ser definida pelo teste de especificação de Sargan-Hansen (GREENE, 2002), pelo fato de permitir modelos com presença de heterocedasticidade.

Foram utilizados, ao todo, seis variáveis de controle no modelo, além da estudada. A variável-alvo, de investimento público rodoviário (*Investimento Pub.*), é representada pelos dados logaritmos de investimento do DNIT. Intuitivamente, espera-se que essa variável apresente efeitos negativos no valor do frete, pois quanto maior o montante de investimentos em infraestrutura rodoviária, independentemente do tipo de obra, melhor as condições de rodagem e menor os custos do caminhoneiro. Destaca-se que não é possível analisar o investimento público realizado em cada rota estudada. Portanto, a variável se repete para cada grupo em um mesmo mês.

As variáveis de demanda (*PIB Agropecuária, PIB exportação*) são os valores logaritmos do IAE para os componentes de agropecuária e exportações, respectivamente. Foram escolhidos esses dois componentes por representarem os maiores mercados demandantes de fretes rodoviários para grãos sólidos agrícolas (soja e o milho). Esses grãos destinados ao mercado interno serão representados pela variável de agropecuária e o escoamento desses produtos para a exportação será capturado pelo produto de exportações. É esperado que ambas variáveis apresentem sinais positivos.

As variáveis de cotações mensais de soja e milho (*Cotação Soja, Cotação Milho*) foram utilizadas para capturar maiores demandas por exportação e, assim, uma maior demanda por fretes. O valor do diesel (*Diesel S10*) foi inserido por representar a maior parte do custo variável do caminhoneiro. Seu sinal esperado é positivo. Por fim, uma variável de tendência (*Tendência*) foi colocada como forma de representar uma tendência natural de oscilação do valor de frete e possíveis ganhos de escala com tecnologia. É esperado sinal negativo na variável de tendência, devido à recente desaceleração econômica e aos ganhos de produtividade do setor.



O modelo testado, portanto, assume a seguinte configuração:

(5)

$$Frete_{i,t} = \beta_1 Diesel_t + \beta_2 Inv_t + \beta_3 Cotações_t + \beta_4 PIB_t + \beta_5 Tendência_t + \alpha_i + u_{i,t}$$

TADELA 3 - Descrição de dados para análise do transporte rodoviário.

Variável	Observações	Média	Unidade	Erro padrão
<i>Frete Rodoviário</i>	1248	0,1457	R\$/TKU	0,0601
<i>Diesel S10</i>	1248	2,8819	R\$/Litro	0,5657
<i>Investimentos Públicos</i>	1248	20,1540	(logaritmo)	0,7973
<i>PIB Exportação</i>	1248	5,6420	(logaritmo)	0,0508
<i>PIB Agropecuária</i>	1248	5,2948	(logaritmo)	0,0319
<i>Cotação Soja</i>	1248	61,3922	R\$/saca	13,2180
<i>Cotação Milho</i>	1248	20,1117	R\$/saca	8,0737

Fonte: Elaboração própria.

Foi utilizado o teste de ortogonalidade de Sargan-Hansen (Greene, 2002), em que foi possível inferir preferência pelo modelo de efeitos fixos.

A verificação de autocorrelação serial foi realizada utilizando o teste de Wooldridge (2010) para autocorrelação serial. A hipótese nula testada é que não há autocorrelação de primeira ordem. O teste suportou a hipótese de que existe autocorrelação serial de primeira ordem.

Para verificar existência de heterocedasticidade, foi realizado um teste de verossimilhança por meio do método dos Mínimos Quadrados Generalizados (MQG) iterados entre dados com e sem tratamento de heterocedasticidade. O resultado mostrou evidências de que existe heterocedasticidade. Também foi utilizado o teste de Wald, que também suportou a hipótese de heterocedasticidade.

Para o teste de correlação *cross-section*, tentou-se utilizar o teste do multiplicador lagrangeano de Breusch-Pagan (1980). Contudo, como a matriz de correlação dos resíduos (de dimensão $N \times T$) é singular, não foi possível executar o teste. Nota-se que, para a matriz ser singular, é necessário que o posto de N (número de rotas) seja maior que o posto de T (número de períodos), ou seja, é necessário utilizar um teste que aceite N maior que T . Para tanto, utilizou-se o teste de Pesaran (2004), que indi-



cou presença de correlação *cross-section*. Como forma de comprovar o uso, a base de dados foi dividida em períodos anuais e o modelo foi regredido anualmente. Dessa forma, se obteve quatro regressões com 12 períodos e 26 grupos, se enquadrando no uso do estimador de Pesaran. Após cada regressão, foi realizado o teste de correlação *cross-section* e para todas as regressões foi constatada a dependência *cross-section*, conforme o resultado obtido anteriormente.

Tendo em vista os problemas apresentados, optou-se pelo uso do estimador de efeitos fixos com erros padrões de Driscoll-Kraay (1998). De acordo com Hoechle (2007), o estimador de efeitos fixos nesse caso possui uma estrutura de erros heterocedastica, autocorrelacionada e possivelmente correlacionada entre os grupos de estudo (correlação *cross-section*) a partir de técnicas não-paramétricas. Ainda pelo o artigo, o programa do estimador possui uma forma de aproximar as defasagens de autocorrelação por meio de procedimento heurístico criado por Newey e West (1994) e descrito pela fórmula abaixo:

$$m(T) = \text{piso} \left(4 \left(\frac{T}{100} \right)^{\frac{2}{3}} \right) \quad (6)$$

em que $\text{piso}(x)$, $x \in \mathbb{R}$, é uma função que retorna o menor número inteiro arredondado de X e “ T ” é o número de períodos da amostra. Vale ressaltar que esse método possui tendência de subestimar o número de defasagens devido estar em função apenas da grandeza temporal do painel e esse valor pode não ser o melhor possível. O algoritmo utilizou-se de três defasagens.

Os dados para a análise do frete ferroviário estão estruturados em painéis que abrangem, mensalmente, o período de janeiro de 2013 a janeiro de 2017. O período foi estendido por um mês em comparação com o modo rodoviário pois, como será discutido, foram utilizadas variáveis defasadas no modelo ferroviário, o que acarretaria a perda de um período da amostra.

Os dados de produto agropecuário, produto exportador e preços do diesel ao consumidor são os mesmos utilizados para as análises do modo rodoviário. O investimento público no setor também foi coletado no Siga Brasil e compreende investimentos da VALEC e DNIT.

Os dados de frete ferroviário têm como fonte a ANTT. Os fretes utilizados correspondem ao frete médio mensal por malha, em R\$/TKU, somada à tarifa acessória mensal por malha em R\$/TKU de fretes com carregamentos de granéis sólidos agrícolas (não limitado à soja e milho).



Os dados de investimento privado também foram coletados na ANTT e constituem a soma dos investimentos de manutenção e ampliação de via e equipamentos para todas as malhas ferroviárias no mês. Tal agregação só foi feita por causa do investimento público não estar especificado por malha, o que constitui uma limitação empírica do estudo.

Ao final, construiu-se um painel balanceado com 343 observações, sete grupos de painel e 49 períodos temporais. Os grupos representam sete malhas ferroviárias. Outras malhas foram excluídas para que se pudesse construir um painel balanceado.

Ressalta-se que o modo ferroviário tem a especificidade dos contratos de longo prazo que são majoritários no setor. Com isso, o valor do frete realizado em um mês é parcialmente explicado pelo valor do frete do mês anterior. Para capturar esse aspecto, foi utilizada o termo defasado da variável explicada. Apenas um *lag* de defasagem foi necessário, visto que maiores defasagens não se mostraram significantes estatisticamente.

Os dados desse modo diferem do rodoviário por não apresentarem interceptos específicos para cada malha, isto é, a variância do intercepto individual é zero ($\sigma^2 = 0$), mas o intercepto do modelo, β_0 , é comum a todos os grupos do painel. Dado isso, o teste de Sargan-Hansen indica o estimador de Mínimos Quadrados Agrupados (MQA ou *pooled OLS*) ou o estimador de efeitos aleatórios, já que, nesse caso, ambos geram as mesmas estatísticas e são igualmente eficientes.

O modelo econométrico testado para as análises do modo ferroviário foi:

(7)

O estimador de MQA ignora a estrutura de painel da amostra e computa as estatísticas como um Mínimo Quadrado Ordinário (MQO), assumindo, portanto, as hipóteses do modelo clássico de regressão linear múltipla: os erros são estocásticos identicamente e independentemente distribuídos, a variável dependente é linearmente relacionada com as variáveis independentes, a matriz de regressão é de posto cheio, a ausência de correlação entre as variáveis independentes e ausência de correlação entre os erros. O modelo é escrito como: $Y_t = \beta_0 + \theta Y_{t-1} + \beta X_t + u_t$, onde u_t é uma variável aleatória normal com média zero e variância σ^2 ; DINARDO, 1997).

É importante destacar que a variável explicada não apresentou raiz unitária, o que garante $\theta \neq 1$.

A variável explicada (*Frete Ferroviário*) é o frete unitário do transporte em R\$/TKU adicionada de tarifas acessórias, nas situações em que essas tarifas foram verificadas. Foi adicionada a variável defasada (*Frete Ferroviário Defasado*) como variável explicativa. Tendo em vista que a principal função dessa variável é relacionar a fixação de preços pelos contratos aos fretes, é esperado que seu sinal fosse positivo e menor que a unidade.



As variáveis de interesse, investimento público e privado, foram adicionadas ao modelo em valores logaritmos e com defasagens de um período (*Investimento Pub. Defasado*, *Investimento Priv. Defasado*). As defasagens de investimento são usadas pela complexidade de obras ferroviárias, que demoram mais tempo para serem produzidas do que trechos rodoviários. Portanto, o autor não viu razões para colocar a variável de investimento em tempo presente. A conclusão é suportada pelo fato de apenas o primeiro *lag* ser estatisticamente significativo. O sinal esperado é negativo.

As variáveis de demanda adicionadas foram os logaritmos do PIB da agropecuária e de exportações (*PIB agropecuária*, *PIB exportações*). Espera-se que essas variáveis apresentem sinais positivos.

De modo a representar os custos, foi utilizado o valor do Diesel S10, assim como no rodoviário, visto que a maioria das locomotivas brasileiras o utiliza como único ou principal combustível. Espera-se, portanto, valor positivo dessa variável. Por fim, não foi adicionada a variável de cotações de soja e milho, pois, como explanado anteriormente, os dados do transporte ferroviário utilizados fazem referência a várias *commodities*.

TABELA 6 - Descrição de dados para análise do modo ferroviário.

Variável	Observações	Média	Unidade	Erro padrão
<i>Frete Ferroviário</i>	343	0,0936	R\$/TKU	0,0359
<i>Frete Ferroviário defasada</i>	336	0,0929	R\$/TKU	0,0349
<i>Investimentos Pub. defasados</i>	336	19,1360	(Logaritmo)	1,0851
<i>Investimentos Priv. defasados</i>	336	19,9590	(Logaritmo)	0,4454
<i>PIB Exportação</i>	343	5,6436	(Logaritmo)	0,0516
<i>PIB Agropecuária</i>	343	5,2956	(Logaritmo)	0,0320
<i>Diesel S10</i>	343	2,9018	R\$/Litro	0,5774

Fonte: Elaboração própria

Assim como no modo rodoviário, foram estruturadas rotinas para aferir possibilidade de inconsistências nos dados. A hipótese de heterocedasticidade é suportada pelo teste de Wald. A hipótese de correlação *cross-section* dos erros é estatisticamente significativa de acordo com o teste do multiplicador lagrangeano de Breusch-Pagan (1980). Por fim, o teste de autocorrelação AR(1) de Wooldridge (2010) apresentou indícios de autocorrelação serial dos erros.

Foi utilizado o estimador de MQA com erros padrões de Driscoll-Kraay para corrigir os problemas listados anteriormente. Preferiu-se o MQA pelo fato dos erros



padrões de Driscoll-Kraay comportarem esse estimador e não comportarem o estimador de efeitos aleatórios.



10. RESULTADOS

10.1. MODO RODOVIÁRIO

A estatística F, que mede a significância conjunta dos dados, atingiu 15,13 e suportou que o modelo é significativo a 95% de confiança. As variáveis de investimento público, diesel e de tendência se mostraram singnificantes a 95% de confiança e a variável de demanda para exportação se mostrou significativa a 90% de confiança. Todas as variáveis citadas anteriormente apresentaram sinais conforme esperado. As variáveis de demanda agropecuária e cotações de soja e milho não se mostraram significantes nem a 90% e apenas a variável da cotação de soja se mostrou diferente daquele esperado.

O *output* da regressão é mostrado na tabela abaixo⁴.

TABELA 7 - Resultados para o transporte rodoviário.

Frete Rodoviário	Coefficiente	Erro Padrão
<i>Tendência</i>	-0,0039***	0,0010
<i>Investimento Pub.</i>	-0,0059**	0,0028
<i>Cotação Soja</i>	-0,0004	0,0004
<i>Cotação Milho</i>	0,0008	0,0006
<i>PIB agropecuária</i>	0,0518	0,1153
<i>PIB exportações</i>	0,0924*	0,0496
<i>Diesel S10</i>	0,1080***	0,0274
Constante	1,7890	1,1773

Número de observações utilizadas: 1248

Estatística F (7,47) = 15,54 (p-valor: 0,00)

R² = 0,1631

Fonte: Elaboração própria.

Os resultados corroboram com a hipótese de que maiores investimentos em infraestrutura do setor rodoviário reduzem o frete cobrado – mais especificamente, a cada 1% a mais de investimento, ocorre uma redução de R\$ 0,006 /TKU ou R\$ 6 /1000*TKU, *ceteris paribus*. Tal valor, comparado ao valor médio do frete rodoviário no período analisado (Tabela 5), equivaleria a aproximadamente 4,11% do valor do frete original. Percebe-se ainda que o preço do diesel possui o maior impacto sobre

⁴ Significância: (*) p-valor < 10%; (**) p-valor < 5%; (***) p-valor < 1%.



o valor do frete, como é esperado, e que o modo tem uma tendência significativa de queda do valor do frete, em conformidade com os motivos elencados na seção 4.1.

Nota-se que o produto da agropecuária, uma das variáveis de demanda utilizadas, não apresentou resultado estatisticamente significativo, ao contrário do produto das exportações. É possível que tal resultado ocorra por conta das rotas terem como origem o Mato Grosso, o maior estado exportador de soja e milho do país.

10.2. MODO FERROVIÁRIO

O resultado da regressão é mostrado a seguir⁵:

TABELA 8 - Resultados para o transporte ferroviário.

Frete Ferroviário	Coefficiente	Erro Padrão
<i>Tendência</i>	-0,0002	0,0002
<i>Frete defasado</i>	0,9503***	0,0245
<i>Investimento Pub. desafado</i>	-0,0009	0,0008
<i>Investimento Priv. desfasado</i>	-0,0040**	0,0019
<i>PIB agropecuária</i>	0,0650	0,0281
<i>PIB exportações</i>	0,0331*	0,0180
<i>Diesel S10</i>	0,0069	0,0051
Constante	-0,3429	0,2449

Número de observações utilizadas: 336

Estatística F (7,47) = 483,49 (p-valor: 0,00)

R² = 0,8815

Fonte: Elaboração própria.

As variáveis estatisticamente significantes a 95% de confiança foram a defasagem do frete e a defasagem do logaritmo do investimento privado, todas as variáveis com sinais esperados. As variáveis que não se mostraram estatisticamente significantes nem a 90% de confiança foram a tendência, PIB agropecuária, valor do diesel, a constante e a defasagem do logaritmo do investimento público, por mais que seu sinal seja negativo.

Uma possível causa para o efeito não significativo dos investimentos públicos

⁵ Significância: (*) p-valor < 10%; (**) p-valor < 5%; (***) p-valor < 1%.



nos fretes ferroviários é o menor valor absoluto de investimentos feitos pelos entes público e o fato de que investimentos federais em ferrovias são feitos geralmente em trechos não-operacionais, isto é, em trechos que não impactam na formação do frete. Ao contrário do modo rodoviário, em que o Estado é responsável pela conservação da maior parte da malha viária (de acordo com dados do Boletim Estatístico CNT de maio de 2017, apenas 9,8% da malha rodoviária pavimentada é concedida) e que, portanto, o investimento público é muito mais presente, toda a malha ferroviária brasileira é concedida e recebe tanto investimentos privados quanto públicos.

A análise estatística da regressão suporta a hipótese de que investimentos privados reduzem o valor do frete ferroviário. No caso, a cada aumento de 1% nos investimentos privados, há uma redução de R\$ 0,0040/TKU ou R\$ 4,00/ 1000*TKU, *ceteris paribus*. Ao se comparar a magnitude do efeito à média do frete ferroviário no período (Tabela 6), o valor corresponde a 4,27% do frete ferroviário.

11. CONCLUSÃO

O tema estudado contempla o frete, que tem papel relevante na gestão empresarial e no comércio exterior do país. Além de importante custo logístico e de significativo comprometimento do faturamento das empresas, os transportes desempenham funções estratégicas na gestão de cadeias de suprimentos.

Em meio à crise econômica e à discussão de formas de promoção de crescimento, o investimento em infraestrutura de transportes se torna de extrema importância por possibilitar menores custos logísticos ao país e maior competitividade nas exportações. Esse argumento se reflete, por exemplo, no estudo do BID, em que a diminuição de 1% no custo de transporte acarretaria um aumento de até 5% nas exportações da agricultura brasileira.

Foram utilizados recursos estatísticos e econométricos para avaliar como a melhora da infraestrutura rodoviária e ferroviária impacta sobre a eficiência produtiva desses modos. Para isso, utilizou-se dados de investimento em cada setor e o valor dos fretes, de modo a formar um painel com dados mensais de janeiro de 2013 a dezembro de 2016 (rodoviário) ou janeiro de 2017 (ferroviário).

Em relação à literatura consultada, o trabalho se distingue ao utilizar variáveis de controle novas, como Produto Interno Bruto (exportação e agropecuária) para os transportes ferroviário e rodoviário. Também utilizou variáveis para buscar controlar fatores de mercado de cada modo, como o uso do frete ferroviário defasado para controlar o efeito dos contratos de longo prazo. Contudo, são limitações do trabalho a análise para apenas um tipo de produto transportado (granéis agrícolas), o período de análise restrito e o uso apenas de rotas rodoviárias partindo do estado do Mato-Gros-



so. Além disso, a falta de disponibilidade de dados sobre infraestrutura de transportes também pode ser entendido uma limitação, que não se estende apenas a esse trabalho, mas a outros sobre o tema também.

Os resultados apresentados pelas regressões indicam que os investimentos públicos em rodovias e o investimento privado em ferrovia diminuem os custos operacionais e, por consequência, o valor dos fretes realizados em uma magnitude de 4,11% a 4,27% do frete original. Há indícios, portanto, da importância desses investimentos para a promoção de menores custos logísticos e maior competitividade das exportações agrícolas brasileiras.

Deve-se ressaltar, no entanto, que os investimentos privados em infraestrutura rodoviária e os investimentos públicos em infraestrutura ferroviária podem ter impactos significativos, mas que não foram possíveis de serem captados nesse estudo devido à indisponibilidade de melhores dados.

Espera-se que esse trabalho possa servir de base e inspiração para novos estudos sobre o tema. Dado o carácter de enorme relevância do assunto, novos trabalhos poderiam explorar tanto o uso de outras variáveis para custos e fatores de mercado como utilizar a metodologia aqui proposta para a análise de outros modos de transporte.



12. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABIOVE. **BR-163: sem poder embarcar, empresas arcam com prejuízo de US\$ 400 mil diários, diz ABIOVE**. Nota à imprensa: Associação Brasileira das Indústrias de Óleos Vegetais, 2017. Disponível em: http://www.abiove.org.br/site/FILES/Portugues/24022017-120641-24_02_2017_-_nota_a_imprensa_-_br-163.pdf. Acesso em: 8 de out. 2017.

ASCHAUER, D. A. **Is Public Expenditure Productive?** Federal Reserve Bank of Chicago, Chicago. Federal Reserve Bank. 1989.

ASSOCIAÇÃO NACIONAL DO TRANSPORTE DE CARGAS (NTC). **Manual de Cálculo de Custos e Formação de Preços do Transporte Rodoviário de Cargas**. São Paulo, 2001. 56 p.

BALLOU, R. H. **Gerenciamento da cadeia de suprimentos: planejamento, organização e logística empresarial**. 4. ed. Porto Alegre: Bookman, 2001.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Índices de Preços no Brasil. Brasília, 2016. (Série Perguntas Mais Frequentes). Disponível em: <[http://www.bcb.gov.br/conteudo/home-ptbr/FAQs/FAQ_02-Índices de Preços no Brasil.pdf](http://www.bcb.gov.br/conteudo/home-ptbr/FAQs/FAQ_02-Índices_de_Preços_no_Brasil.pdf)>. Acesso em: 05 set. 2017

BERTUSSI, G. L.; ELLERY, R. **Infraestrutura de transporte e crescimento econômico no Brasil**. Journal of Transport Literature, vol. 6 n° 4, pp. 101-132, out. 2012.

BID. **Longe demais para exportar: Custos internos de transporte e disparidades regionais das exportações na América Latina e no Caribe**. Banco Interamericano de Desenvolvimento, 2013, 259 p.p.

BOZOKY, M. J. *et al.* Análise do modo ferroviário no transporte de soja do centro-oeste aos portos. **Inovae - Journal Of Engineering And Technology Innovation**. São Paulo, p. 50-6

BRADESCO. Transporte Ferroviário. **DEPEP-BRADESCO**, 2017. Disponível em: <https://www.economiaemdia.com.br/EconomiaEmDia/pdf/infset_transporte_ferrovuario.pdf>. Acesso em: 06 set. 2017.

BRASIL. Senado Federal. **Sistema Siga Brasil**. Disponível em: < <https://www12.senado.leg.br/orcamento/sigabrasil> >. Acesso em: 15 maio 2017.

BREUSCH, T. S.; PAGAN, A. R. The Lagrange Multiplier Test and its Applications to Model Specification in Econometrics. **The Review of Economic Studies**. p. 239-253. jan. 1980.



CAIXETA-FILHO, J. V. **Sobre a competitividade do transporte no agribusiness brasileiro**. p. 1-11. 1998. Disponível em:

< https://www.researchgate.net/publication/281208676_Sobre_a_Competitividade_do_Transporte_no_Agribusiness_Brasileiro >. Acesso em: 05 set. 2017.

CALDERÓN, C.; SERVÉN, L. The Effects of Infrastructure Development on Growth and Income Distribution. WPS 3400. Washington, DC : **The World Bank**. 2004.

CASTRO, N. **Formação de preços no transporte de carga**. Disponível em: <<http://ppe.ipea.gov.br/index.php/ppe/article/viewFile/89/64>>. Acesso em: 30 mai. 2017.

CNA. **Características do Transporte Rodoviário de Carga – TRC: infraestrutura logística e estrutura de mercado**. Confederação Nacional da Agricultura. Brasília: Confederação Nacional da Agricultura (CNA), 2015.

CNI. **Desafio à competitividade das exportações brasileiras**. Brasília: Confederação Nacional das Indústrias (CNI), Disponível em: <http://www.portaldaindustria.com.br/publicacoes/2016/9/desafios-competitividade-das-exportacoes-brasileiras-micro-e-pequenas-empresas/>. Acesso em: 8 out. 2017.

CNT. **O sistema ferroviário brasileiro**. Brasília: Confederação Nacional dos Transportes (CNT), 2013. 58 p.

CNT. **Pesquisa CNT de Ferrovias**. Brasília: Confederação Nacional dos Transportes (CNT), 2015. 239 p.

CNT. **Pesquisa CNT de rodovias 2014**. Brasília: Confederação Nacional dos Transportes (CNT), Disponível em: <<http://pesquisarodovias.cnt.org.br/Edicoes>>. Acesso em: 30 mai. 2017.

CNT. **Pesquisa CNT de rodovias 2015**. Brasília: Confederação Nacional dos Transportes (CNT), Disponível em: <<http://pesquisarodovias.cnt.org.br/Edicoes>>. Acesso em: 30 mai. 2017.

CNT. **Pesquisa CNT de rodovias 2016**. Brasília: Confederação Nacional dos Transportes (CNT), Disponível em: < <http://pesquisarodovias.cnt.org.br/>>. Acesso em: 05 set. 2017.

CORREA JÚNIOR, G. **Principais determinantes de preço do frete rodoviário para o transporte de soja em grãos em diferentes estados brasileiros: uma análise econométrica**. 2001. 83 f. Dissertação (Mestrado) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba, 2001.



CORREA JÚNIOR, G.; REZENDE, M. L.; MARTINS, R. S.; CAIXETA-FILHO, J. V. **Fatores determinantes do valor do frete e o caso das centrais de cargas**. In: CAIXETA-FILHO, J. V.; MARTINS, R. S. **Gestão logística do transporte de cargas**. São Paulo: Atlas, 2001. cap. 4.

DAVIES, J. E. Competition, contestability and the liner shipping industry. **Journal of Transport Economics**, v. 20, n. 3, p. 299-312, 1986.

DEPARTMENT OF TRANSPORTATION. **Characteristics and changes in freight transportation demand: a guidebook for planners and policy analysts**. Washington, DC, 1995. Project 8-30: National Cooperative Highway Research Program.

DRISCOLL, J. C.; KRAAY, A. C. Consistent Covariance Matrix Estimation with Spatially Dependent Panel Data. **The Review of Economics And Statistics**. p. 549-560. nov. 1998.

DUARTE, P. C.; LAMOUNIER, W. M.; TAKAMATSU, R. T. Modelos econométricos para dados em painel: aspectos teóricos e exemplos de aplicação à pesquisa em contabilidade e finanças. In: **CONGRESSO USP DE INICIAÇÃO CIENTÍFICA EM CONTABILIDADE, 4., 2007**, São Paulo. Anais. São Paulo: FEA-USP, 2007.

ELLER, R. A. G.; SOUSA JUNIOR, W. C.; CURTI, M. L. C. Custos do transporte de carga no Brasil: rodoviário versus ferroviário. **Revista de Literatura dos Transportes**. p. 50-64. jan. 2011.

EPL (Org.). **Transporte inter-regional de carga no Brasil**. Brasília: Empresa de Planejamento e Logística, 2016. Disponível em: <http://www.epl.gov.br/transporte-inter-regional-de-carga-no-brasil-panorama-2015>. Acesso em 16 de maio de 2017.

FERREIRA, P. C. G.; MALLIAGROS, T. G. O impacto da infraestrutura sobre o crescimento da produtividade do setor privado e do produto brasileiro. **Ensaios Econômicos**, nº 315, ago. 1997.

GAMEIRO, A. H. Índice de preços para o transporte de cargas: o caso da soja a granel. 2003. p. 284. Tese (Doutorado) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba, 2003.

GREENE, W. **Econometric Analysis**. Upper Saddle River: Pearson Prentice Hall, 2002.

HIJJAR, M. F. Preços de Frete Rodoviário no Brasil. Rio de Janeiro: **Cel/coppead**, 2007.1. mar. 2014.



HOECHLE, D. Robust standard errors for panel regressions with cross-sectional dependence. **The Stata Journal**. P. 281-312. 2007

HSIAO, C. **Analysis of Panel Data**. Cambridge: Cambridge University Press, 1986.

JOHNSTON, J.; DINARDO, J. **Econometric Methods**. 4. ed., Mcgraw-hill, 1997.

KESSIDES, C. The contributions of infrastructure to economic development : a review of experience and policy implications. **World Bank discussion papers**; n. WDP 213. Washington, DC : The World Bank.1993.

KOTLER, P. **Administração de marketing: a edição do novo milênio**. 10. ed. São Paulo: Prentice Hall, 2000.

MARTINS, R. S., Study of freight rate determination and potential negotiation conflicts in supply chains in the Brazilian agribusiness. **Organizações Rurais & Agroindustriais, Lavras**, v. 10, n. 1, p. 73-87, 2008

MASON, S. J.; RIBERA, M. P.; FARRIS, J. A.; KIRK, R. G. **Integrating the warehousing and transportation functions of the supply chain**. Transportation Research - Part E, p. 141-159, 2003.

McCANN, P. A proof of the relationship between optimal vehicle size, haulage length and the structure of distance transport costs. **Transportation Research – Part A**, v. 35, p. 671-693, 2001

NASCIMENTO, S.; GALLON, A. V.; BEUREN, Ilse Maria. Formação de Preços em Empresa de Transporte Rodoviário de Cargas. **Pensar Contábil**. Rio de Janeiro, p. 20-28. dez. 2009.

NEWAY, W; WEST, K. Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation. **Review of Economic Studies**. p. 631-653. abr. 1994

NIELSEN, L. D.; PEDERSEN, P. H.; PETERSEN, T.; HANSEN, L. G. Freight transport growth: a theoretical and methodological framework. **European Journal of Operational Research**, v. 144, p. 295-305, 2003.

OLIVEIRA, A. M. K.; CAIXETA FILHO, J. V. Potencial da logística ferroviária para exportação de açúcar em São Paulo: recomendações de localização para armazéns intermodos. **RER**. Rio de Janeiro, p. 823-853. nov. 2007.

PESARAN, M. H. General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels. **University of Cambridge**, 2004. <https://doi.org/10.17863/CAM.5113>

SAMUELSON, R. **Modelling the freight rate structure**. MIT, 1977 (CTS Report, 77-7).

SOARES, M. G.; CAIXETA-FILHO, J. V. CARACTERIZAÇÃO DO MERCADO DE FRETES RODOVIÁRIOS PARA PRODUTOS AGRÍCOLAS. **Gestão & Produção**; p. 186-204. ago. 1997.

TEIXEIRA FILHO, J. L. L. **Modelos analíticos de fretes cobrados para o transporte de carga**. 2001. Dissertação (Mestrado) – Instituto Militar de Engenharia, Rio de Janeiro, 2001.

VALEC. **ELABORAÇÃO DE ESTUDO DE VIABILIDADE TÉCNICA, ECONÔMICA E AMBIENTAL (EVTEA) PARA IMPLANTAÇÃO DE TRECHOS FERROVIÁRIOS DA EF-151**. Recife, 2012. (VOLUME 2 – MEMÓRIA JUSTIFICATIVA). Disponível em: <<http://www.valec.gov.br/download/GEPROG/EVTEA/2011-2012/EVTEA-Itumbiara-Goiania/Segmento2/Vol2-EstudosTecnicos/Volume2-Segmento2-OrcamentoDetalhado.pdf>>. Acesso em: 05 set. 2017.

VERGARA, S. C. **Métodos de pesquisa em administração**. São Paulo: Atlas, 1998.

WANKE, P.; FLEURY, P. F. **Transporte de cargas no Brasil: estudo exploratório das principais variáveis relacionadas aos diferentes modos e às suas estruturas de custos**. In: DE NEGRI, J. A.; KUBOTA, L. C. (Org.). *Estrutura e Dinâmica do Setor de Serviços no Brasil*. Brasília: IPEA, p. 409-464, 2006.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data**. Cambridge: Mit Press, 2010.

WORLD ECONOMIC FORUM. **Competitiveness Rankings: Quality of roads**. 2016. Disponível em: <<http://reports.weforum.org/global-competitiveness-report-2015-2016/competitiveness-rankings/>>. Acesso em: 30 ago. 2017.

ZYLBERSZTAJN, D; NEVES, M. F. (Org.) **Economia e Gestão dos Negócios Agroalimentares**. São Paulo: Pioneira, 2000.

20

**REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO
E CREDIBILIDADE: UMA AVALIAÇÃO
PARA O BRASIL ENTRE 2001-2018**

MATHEUS BIÂNGULO PACHECO
Universidade de Brasília

Orientadora:
Marina Delmondes de Carvalho Rossi



RESUMO

O presente estudo analisa a relação entre inflação e credibilidade sob o espectro do regime de metas de inflação, de modo a contribuir para o debate sobre o *modus operandi* e os resultados desse modelo de política monetária, desde os primeiros anos de sua adoção no Brasil. O intuito é avaliar a credibilidade, tendo como principal variável explicativa as expectativas de inflação. Para tanto, aplica-se o modelo econométrico desenvolvido por Mariscal, Powell e Tavella (2014) para o período 2001-2018. As estimações fazem uso dos métodos de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e de janela móvel (*rolling moving time window*). Como resultado, aponta-se que, apesar de não ser observada uma completa ancoragem das expectativas para todo o período analisado, a resposta do choque inflacionário é relativamente pequena e decrescente ao longo do tempo. Os resultados vão ao encontro do fato estilizado segundo o qual a credibilidade da autoridade monetária responde em grande parte pelo sucesso do regime de metas de inflação.

Palavras-chaves: Regime de Metas de Inflação, Credibilidade, Política Monetária, Janela Móvel



SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	55
2. REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO	57
2.1 DEFINIÇÃO	57
2.2 PRESSUPOSTOS TEÓRICOS	62
3 CREDIBILIDADE	65
3.1 CREDIBILIDADE E POLÍTICA ECONÔMICA	65
3.2 REVISÃO DE LITERATURA	66
4 ANÁLISE EMPÍRICA	66
4.1 METODOLOGIA	69
4.2 DADOS	70
4.3 ESTIMAÇÃO E RESULTADO	71
5. CONSIDERAÇÕES FINAIS	77
6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	79



1. INTRODUÇÃO

Após uma sucessão de múltiplos planos econômicos e das mais variadas e extremas estratégias, finalmente em julho de 1994 o real foi de fato implementado como padrão monetário. Arquitetado para estabilizar o nível de preços - o IPCA (Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo) chegou a alcançar 2.477,15%¹ no acumulado do ano de 1993 - o Plano Real introduziu reformas institucionais que lograram de sucesso no controle da inflação.

Com o propósito de manter a inflação estabilizada, o governo adotou as âncoras monetária e cambial. A primeira estabelecia limites para o crescimento do agregado monetário. Já a âncora cambial, ao atrelar o dólar ao real, reduzia a pressão sobre os preços internos. O sucesso dessa âncora, entretanto, dependia do volume de reservas internacionais disponíveis para manter a taxa de câmbio na banda desejada e, conseqüentemente, de uma taxa de juros excessivamente elevada para realimentar o mecanismo. Desse modo, as âncoras foram complementares não somente no controle da inflação, mas também para a manutenção do modus operandi da política econômica promovida pelo Plano (Abreu, 2014).

Apesar de ter impedido a volta da hiperinflação, esse modelo de regime macroeconômico se provou insustentável a longo prazo. A combinação entre taxa de juros elevada e taxa de câmbio artificialmente valorizada colocou à mostra as fragilidades da instável economia brasileira, que se materializaram perante as crises internas e externas no decorrer da década de 1990.

Primeiro, com o “efeito tequila” deflagrado pela Crise do México em 1994/1995 (Calvo, 1996, p. 207). Mais tarde, com as devastadoras Crise Asiática (1997) e Crise Russa (1998), todas motivadas por um regime de câmbio fixo ou administrado (Fischer, 2001). Fato irremediável, a manutenção da âncora cambial já não era mais possível até que em janeiro de 1999, após incessantes ataques especulativos, o governo foi forçado a desvalorizar o real.

A impossibilidade por parte da autoridade monetária de manter âncora cambial trouxe à tona uma questão que por muito assombrou a economia brasileira: como garantir a continuidade da recém conquistada estabilidade dos preços? Soma-se ao cenário de urgência a massiva deterioração das contas públicas e o estrangulamento do setor externo (Abreu, 2014).

¹ Série Histórica do IPCA - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE)



Na virada do século, era evidente a necessidade de novas diretrizes de políticas monetária, cambial e fiscal que reduzissem as instabilidades crônicas de curto prazo e oferecessem um alicerce ao desenvolvimento sustentado de longo prazo.

Ainda em 1998, no calor da Crise Russa, o governo declarou a intenção de seguir metas para resultado primário no ano seguinte, compromisso que foi oficializado pela Lei de Responsabilidade Fiscal². Complementarmente ao anúncio da livre flutuação cambial por parte do Banco Central do Brasil³, em 1999, o sistema de metas de inflação⁴ foi oficialmente adotado como regime de política econômica.

Formou-se o tripé macroeconômico, preconizado tendo como objetivo quase exclusivo a estabilidade do nível geral de preços, a solvência do setor público e o balizamento da discricionariedade da atuação do Estado por meio de princípios predeterminados (Rossi, 2015). Este trabalho se debruça sobre seu último pilar - o regime de metas de inflação.

No que lhe diz respeito, o objetivo é analisar intimamente a relação entre credibilidade e expectativas de inflação a fim de estimar e avaliar a credibilidade do regime de meta de inflação como diretriz de política econômica, no período que se segue ao estouro da âncora cambial. Para tanto, aplica-se o modelo econométrico desenvolvido por Mariscal, Powell e Tavella (2014). As estimações econométricas fazem uso dos métodos de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e de janela móvel (*rolling moving time window*).

Para tanto, este trabalho está organizado em cinco seções, além desta introdução. A seção 2 define e apresenta os pressupostos teóricos e as críticas do regime de metas de inflação. Posteriormente, a seção 3 estabelece ligação entre política monetária e credibilidade. A seção 4 reúne esforço empírico ao apresentar um modelo de séries temporais para avaliar se expectativas de inflação são ancoradas e, por conseguinte, se o regime de metas de inflação brasileiro tem alcançado credibilidade entre 2001-2018. Por fim, é reservado espaço para as considerações finais na quinta seção.

2 Lei Complementar no 101, de 04/05/2000.

3 Comunicado no 6.565, de 18/01/1999.

4 Decreto no 3.088, de 21/06/1999.



2. REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO

2.1 DEFINIÇÃO

O regime de metas de inflação é o arranjo institucional no qual a autoridade monetária anuncia uma meta de inflação a ser perseguida em determinado período de tempo e, para honrar seu compromisso perante os agentes econômicos, utiliza-se de instrumentos de política econômica para manter a inflação dentro do intervalo previamente estabelecido. A partir dessa definição ampla, compete a delimitação dos mais aspectos específicos de sua operacionalidade

Em outras palavras, partindo de um escopo genérico, as regras são desenhadas de acordo com as especificidades de determinada economia. Nesse sentido, as metas podem ser adotadas de modo pontual ou, como é mais usual, respeitando-se limites inferiores e limites superiores. Além disso, é reservado ao policy-maker certo grau de discricionariedade para deliberar, por exemplo, quanto ao hiato temporal em que se projeta a convergência da inflação à meta e quanto ao índice de preços que será usado como padrão comparativo (Modenesi, 2005).

Rocha e Oreiro (2008) argumentam que (i) o formato da meta de inflação, (ii) o horizonte temporal estabelecido para consonância entre a meta estabelecida e o nível de preços verificado, (iii) o índice preços de referência e (iv) os instrumentos de política monetária são os parâmetros que dão roupagem institucional ao regime. De sorte que o arcabouço responde pelo alcance das metas e, portanto, pela credibilidade do regime - questão que será tratada com destaque ao longo dos próximos capítulos.

Além disso, o propósito declarado de alcançar estabilidade de preços e de manter um sistema financeiro vigoroso é comum a todas as variações institucionais do regime de metas de inflação. Todavia, alguns bancos centrais também mantêm preocupação formal quanto ao nível de emprego e, portanto, operam sob metas múltiplas⁵.

Quanto à experiência brasileira, a partir do Decreto no 3.088, de 21/06/1999, as metas inflacionárias são formalmente implementadas como o regime de política monetária vigente. Vale lembrar que foi após o desencadear de crises cambiais desafiadoras que a frágil economia brasileira recém estabilizada declinou o uso da âncora cambial, um importante mecanismo de desinflação para a estratégia de estabilização, e adotou as metas de inflação.

⁵ É o caso do Canadá, da Austrália e dos Estados Unidos, por exemplo. Para uma análise comparativa detalhada sobre mandato e autonomia dos bancos centrais que adotam metas inflacionárias, ver Roger (2010).



Desde então, o Conselho Monetário Nacional (CMN)⁶ é incumbido de estipular as metas que serão anunciadas: de um ano para o ano corrente e para os dois anos imediatamente seguintes. Ainda sobre os órgãos competentes, o Comitê de Política Monetária (Copom)⁷ é responsável por definir o patamar da taxa de juros de curto prazo, isto é, o principal instrumento utilizado para execução das metas previamente fixadas.

De forma sintética, os parâmetros que dão roupagem institucional ao regime de metas de inflação brasileiro são:

(i) Formato da meta de inflação: 4,5%⁸ com intervalo de +/- 1,5%;

(ii) Horizonte temporal: 1 ano;

(iii) Índice de referência: IPCA (Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo) cheio;

(iv) Principal instrumento de política monetária: Taxa de juros de curto prazo.

Em teoria, a condução da política monetária a partir do estabelecimento de metas inflacionárias preconiza uma estratégia marcada pela transparência das ações no que compete aos “planos, objetivos e razões” do banqueiro central (BCB, 2010, p. 5). Dessa forma, além do conhecimento público de regras numéricas, o regime de metas é caracterizado por mecanismos de *accountability*.

Soma-se, portanto, aos aspectos operacionais os princípios de comunicação e prestação de contas à sociedade. No caso brasileiro, entre os elementos de comunicação e transparência do Banco Central (BCB), cita-se o anúncio imediato das decisões de política econômica, a divulgação das Atas do Copom no prazo de 6 dias após o fim da reunião e a publicação trimestral do Relatório de Inflação (documento que traz as projeções para a inflação e analisa a conjuntura macroeconômica do país).

6 Integrado pelo Ministro da Fazenda (presidente do Conselho), pelo Ministro do Planejamento, Desenvolvimento e Gestão e pelo Presidente do Banco Central do Brasil

7 Integrado pela Diretoria Colegiada do Banco Central do Brasil.

8 O patamar de 4,5% tem se mantido desde 2005, entretanto, as Resolução 4.582 (28/6/2017) e 4.582 (28/6/2017) do CMN determinam a redução do centro da meta para 4,25% e 4,0%, respectivamente, para os anos de 2019 e 2020)



Além disso, em última instância, BCB responde pelo cumprimento das metas de inflação. Em caso de descumprimento, é tarefa do presidente da autarquia enviar Carta Aberta ao Ministro da Fazenda com os motivos prováveis para a inexecução das metas, além de definir metas e prazos para convergência da inflação (BCB, 2010). Para elucidar o papel do *accountability* vale mencionar que, desde a adoção do RMI em 1999, o presidente do BCB prestou contas mediante Carta Aberta em cinco episódios:

País	Ano	Meta (2017)	Horizonte Temporal	Índice	Carta Aberta
------	-----	-------------	--------------------	--------	--------------

2001, 2002, 2003, 2015 e 2017 - todas de livre acesso ao público.

Para mais detalhes, a tabela 1 dispõe as principais características operacionais de países desenvolvidos e subdesenvolvidos que adotam o regime de metas de inflação como estratégia de política econômica. Ademais, a tabela 2 amplia a explicação quanto ao histórico das metas ao confrontá-las com IPCA verificado para o caso do Brasil.

Apesar de não ser o foco deste trabalho, discute-se muito sobre as implicações que a escolha dos parâmetros tratados acima tem sobre a maleabilidade do regime de metas de inflação, em especial, nas economias emergentes. Farhi (2007) argumenta a favor de uma ampla flexibilização do regime, de modo que o próprio sistema inclua mecanismos para absorção de possíveis choques exógenos. Por sua vez, vale pontuar que o estabelecimento de bandas, isto é, intervalos de tolerância para a meta pontual, é considerada uma flexibilização da regra.

Nesse ponto, a vantagem da flexibilidade, em detrimento da rigidez, está na diminuição das volatilidades da taxa de juros e do produto. O que pode vir a representar menor custo social em termos de operacionalização, em face de uma inflação menos controlada ou em patamares mais altos. Ademais, Farhi (2007) destaca que a condução das regras monetárias deve observar o histórico recente de inflação da economia em questão.

Como efeito, a performance do regime de metas se deve, parcialmente, ao grau de tolerância com a inflação, isto é, ao quão preocupada com a estabilidade de preços está a autoridade monetária. Em linhas gerais, os bancos centrais com maior grau de independência apresentam tendência de aversão à inflação. Ao passo que aqueles que levam em conta outras variáveis macroeconômicas na gestão conjectural da política monetária, notadamente a taxa de desemprego, tendem a suportar pressões inflacionárias com maior comedimento (Fraga Neto, Goldfajn e Minella, 2003).



País	Ano	Meta (2017)	Horizonte Temporal	Índice	Carta Aberta
Nova Zelândia	1990	1% - 3%	Médio prazo	IPC	Não
Canadá	1991	2%	6-8 trimestres	IPC	Não
UK	1992	2%	O tempo todo	IPC	Sim
Austrália	1993	2% - 3%	Médio prazo	IPC	Não
Suécia	1993	2%	Médio prazo	IPC	Não
República Tcheca	1997	2% +/- 1%	Médio prazo	IPC	Não
Israel	1997	1% - 3%	2 anos	IPC	Não
Polônia	1998	2,5% +/- 1%	Médio prazo	IPC	Não
Brasil	1999	4,5% +/- 1,5%	Meta anual	IPC	Sim
Chile	1999	3% +/- 1%	2 anos	IPC	Não
Colômbia	1999	2% - 4%	Médio prazo	IPC	Não
África do Sul	2000	3% - 6%	O tempo todo	IPC	Não
Tailândia	2000	3% +/- 1%	8 trimestres	IPC	Sim
Hungria	2001	3%	Médio prazo	IPC	Não
México	2001	3% +/- 1%	Médio prazo	IPC	Não
Islândia	2001	2,5 %	Meta anual	IPC	Sim
Coreia do Sul	2001	3% +/- 1%	3 anos	IPC	Não
Noruega	2001	2,5%	Médio prazo	IPC	Não
Peru	2002	2% +/- 1%	O tempo todo	IPC	Não
Filipinas	2002	4% +/- 1%	Médio prazo	IPC	Sim
Guatemala	2005	4,5% +/- 1%	Meta anua	IPC	Não
Indonésia	2008	4.5% +/- 1%	Médio prazo	IPC	Não
Romênia	2005	3% +/- 1%	Médio prazo	IPC	Não
Sérvia	2006	4% +/- 1,5%	Médio prazo	IPC	Sim
Turquia	2006	5% +/- 2%	3 anos	IPC	Sim
Armênia	2006	4% +/- 1,5%	Médio prazo	IPC	Não
Gana	2007	8% +/- 2%	18-24 meses	IPC	Não
Albânia	2009	3% +/- 1%	Médio prazo	IPC	Sim



Estados Unidos	2012	2%	Médio prazo	IPC	Não
Japão	2013	2%	O quanto antes	IPC	Não
Índia	2016	4% +/- 2%	Médio prazo	IPC	Sim

Tabela 1– Características do regime de metas de inflação

Fonte: Hammond (2012) com atualizações e dados de bancos centrais.

Elaboração própria.

Tabela 2– Histórico de metas para a inflação no Brasil

Ano	Norma	Meta (%)	Intervalo (%)	IPCA a.a.(%)
1999	Resolução 2.615/99	8	6-10	8,94
2000	Resolução 2.615/99	6	4-8	5,97
2001	Resolução 2.615/99	4	2-6	7,67
2002	Resolução 2.744/00	3,5	1,5-5,5	12,53
2003	Resolução 2.842/01	3,25	1,25-5,25	
	Resolução 2.972/02	4,0	1,5-6,5	9,30
	Carta Aberta, 21/3/2003	8,5	-	
2004	Resolução 2.972/02	3,75	1,25-6,25	
	Resolução 3.108/03	5,5	3-8	7,60
	Carta Aberta, 21/3/2003	5,5	-	
2005	Resolução 3.108/03	4,5	2-7	5,69
2006	Resolução 3.210/04	4,5	2,5-6,5	3,14
2007	Resolução 3.291/05	4,5	2,5-6,5	4,46
2008	Resolução 3.378/06	4,5	2,5-6,5	5,90
2009	Resolução 3.463/07	4,5	2,5-6,5	4,31
2010	Resolução 3.584/08	4,5	2,5-6,5	5,91
2011	Resolução 3.748/09	4,5	2,5-6,5	6,50



2012	Resolução 3.880/10	4,5	2,5-6,5	5,84
2013	Resolução 3.991/11	4,5	2,5-6,5	5,91
2014	Resolução 4.095/12	4,5	2,5-6,5	6,41
2015	Resolução 4.237/13	4,5	2,5-6,5	10,67
2016	Resolução 4.345/14	4,5	2,5-6,5	6,29
2017	Resolução 4.419/15	4,5	3,0-6,0	2,95
2018	Resolução 4.499/16	4,5	3,0-6,0	-

Fonte: Banco Central do Brasil. Elaboração própria.

2.2 PRESSUPOSTOS TEÓRICOS

Desde a década de 1980, guiados por um senso de consenso que não deve ser confundido como algo absoluto, os bancos centrais fazem uso aparente de um referencial teórico composto por elementos no cerne da macroeconomia moderna (Meyer, 2001). Em linhas gerais, esses elementos giram em torno da inobservância de um *trade off* permanente entre inflação e desemprego (Taylor, 1997).

A partir de uma síntese⁹ similar de elementos da macroeconomia, Goodfriend e King (1997) enxergam a política monetária como mantenedora do produto em nível próximo ao potencial, partindo de um cenário de nível de preços estáveis. Os autores discutem a necessidade de regras simples e transparentes como guia da política monetária, no que vem a ser o regime de metas de inflação, experimentado pela primeira vez em 1990 pela Nova Zelândia.

Como argumenta Carvalho et al. (2015), o regime de metas de inflação surge com fruto dos aprimoramentos pensados para o chamado Novo Consenso Macroeconômico (NCM) e como alternativa a outros arranjos de política monetária que alçaram fracasso em seus objetivos. Em particular, a segunda metade do século XX foi marcada pela predominância de regras monetárias como parte integrante dos regimes macroeconômicos de diversos países. A forte presença de regras monetárias, principalmente nas décadas de 1970 e 1980, foi influência do entusiasmo da corrente monetarista dominante à época.

9 The New Neoclassical Synthesis (NNS), ver Goodfriend e King (1997)



O objetivo dessas políticas era estabelecer metas para o crescimento dos agregados monetários, portanto, reduzir o poder discricionário de emissão monetária do governo ou do banco central. Sem vislumbrar controle direto do nível de preços, a estratégia de moderar o crescimento dos agregados monetários resultou em uma alta volatilidade da taxa de juros de curto prazo, ao passo que não alcançou inflação baixa e estável (Rossi, 2015).

Sem deixar de lado a necessidade de moderar a discricionariedade da política monetária, o NCM “estabelece que uma taxa de inflação baixa e estável é condição *sine qua non* para o crescimento de longo prazo e que não há um *trade off* no longo prazo entre inflação e desemprego” (Carvalho et al., 2015, p. 149). Assim sendo, este Consenso organiza de modo prático os avanços recentes do estudo da macroeconomia e estabelece a política monetária como agente protagonista do regime macroeconômico, complementarmente às políticas fiscal e cambial.

Nomeadamente, o NCM se ergue sob as hipóteses de expectativas racionais, taxa natural de desemprego e neutralidade de longo prazo da moeda. Além disso, parte-se do suposto de rigidez de preços em grau suficiente para atuação da demanda agregada na determinação do produto no curto prazo.¹⁰ De modo sintético, o regime de metas de inflação resulta do NCM que, por sua vez, tem como alicerce os pressupostos teóricos das correntes monetarista, novo-clássica e novo-keynesiana (Carvalho et al., 2015).

Em face disso, o estabelecimento de metas foi pensado mediante a preocupação quanto à natureza inflacionária da política monetária, em razão da incapacidade da moeda de afetar variáveis reais no longo prazo — a não ser os efeitos perversos da inflação sobre os preços relativos, além das distorções distributivas. Mais do que isso, nota-se a orientação explícita para o controle de preços em detrimento do nível de emprego da economia.

Em outras palavras, do ponto de vista estrito dos pressupostos teóricos, inflação estável é a meta formal. Enquanto o crescimento econômico assume papel secundário, uma vez que o alcance da estabilidade de preços é condição suficiente para que a economia possa operar em pleno emprego.

No Brasil, a preocupação com a inconsistência temporal na condução da política monetária é declaradamente contornada pela intenção do BCB em não estabelecer metas para taxa câmbio ou crescimento do produto. Apesar dessas duas variáveis serem consideradas na “construção do cenário prospectivo para a inflação”, não é de competência direta da política monetária alcançar baixa volatilidade cambial

10 Para uma análise detalhada da fundamentação teórica NCM e revisão crítica após a crise financeira 2007-2009, ver Mishkin (2011)



e alto crescimento do produto (BCB, 2010, p. 6). Contudo, é amparado certo grau de discricionariedade em momentos de choques exógenos, de modo a acomodá-los e suavizar as oscilações do nível de atividade econômica.

Por fim, vale pontuar que o sucesso do regime de metas como mecanismo de ancoragem das expectativas dos indivíduos depende fundamentalmente de dois aspectos de responsabilidade institucional: credibilidade e reputação (Mendonça, 2004). Por sua vez, o alcance da credibilidade e reputação somente é factível mediante uma boa comunicação entre a autoridade monetária e os agentes privados, isto é, a existência de canais de transparência é condição necessária para credibilidade do sistema e, portanto, para construção de uma reputação.

Justifica-se, em vista disso, o esforço empírico em estudar a credibilidade do sistema, questão que será definida e tratada com cuidado na próxima seção.



3. CREDIBILIDADE

3.1 CREDIBILIDADE E POLÍTICA ECONÔMICA

Da seção anterior, depreende-se que o regime de metas de inflação tem como pressuposto teórico central o argumento de superioridade das regras, de modo que controlar o poder decisório dos formuladores de política econômica é o desejável. Nesse contexto, Kydland e Prescott (1977) mostraram que, mesmo quando o *policymaker* sabe os efeitos e a dimensão de seus atos, a liberdade de escolha do que se considera mais adequado em face de determinada conjuntura não necessariamente leva ao melhor resultado possível.

Em termos modernos, as contribuições de Kydland e Prescott (1977) advogam para a possibilidade, quando não do estabelecimento de regras, de inconsistência dinâmica - situação em que a política monetária previamente anunciada não é seguida à risca pelo banco central, uma vez que ele dispõe de margem de manobra e é constantemente tentado a desviar do compromisso com o controle da inflação para alcançar um maior crescimento econômico, mesmo que efêmero. Como resultado, tem-se como herança uma tendência inflacionária crescente.

A possibilidade de inconsistência dinâmica, entretanto, não pode ser praticada sistematicamente. Como argumentam Barro e Gordon (1983), os agentes privados processam os incentivos por trás de uma política monetária que sofre de inconsistência dinâmica e os canalizam na formação de suas expectativas. Consequentemente, espera-se que essas expectativas estejam contaminadas por um viés inflacionário.

Nas discussões atuais, os trabalhos de Kydland e Prescott (1977) e de Barro e Gordon (1983) servem de ponto de partida para a análise da política econômica em torno da credibilidade. Não obstante, como Blinder (2000) analisa, não há consenso quanto à definição exata de credibilidade, porém, explica que ela ocorre quando as pessoas acreditam nas palavras do banqueiro central. Nesse sentido, a credibilidade tem o poder de influenciar o impacto da política monetária sobre as variáveis *forward-looking*, tal como as expectativas quanto ao comportamento da inflação (Blinder, 2000).

No regime de metas de inflação, a política monetária tem a própria meta como âncora nominal. De tal modo que a atuação consistente dos bancos centrais responde paulatinamente pela conquista de uma relação de confiança com os agentes privados, isto é, credibilidade. É a atuação sistemática da autoridade monetária que traz a previsibilidade de suas estratégias e influência na convergência de expectativas,



um importante canal de transmissão de política monetária (BCB, 2011). Portanto, a credibilidade importa porque exige menores custos de desinflação, tanto em termos de taxa de juros como de emprego.

Para de Mendonça (2004), a credibilidade da autoridade monetária vis-à-vis ao regime de metas de inflação sucede a reputação. Ou seja, a política monetária será crível aos olhos dos agentes privados quando houver a expectativa de que será respeitado o compromisso, situação alcançada somente e previamente por uma boa reputação. Portanto, se no passado a autoridade monetária se manteve fiel à política anunciada (reputação), espera-se que no futuro as metas continuem a ser perseguidas (credibilidade).

Por sua vez, este estudo analisa como o regime de metas de inflação (política não discricionária) limita a ocorrência de inconsistência dinâmica. Mais do que isso, trata-se de um esforço em medir a credibilidade do Banco Central do Brasil desde a adoção de um novo arranjo institucional em 1999, a partir de dados de expectativas. Contudo, busca-se analisar a credibilidade não somente em um ponto do tempo.

A percepção dos agentes econômicos quanto a condução da política monetária é variante no tempo e os bancos centrais se envolvem em mecanismos variados de comunicação com setor privado na operacionalização do regime de metas de inflação, de modo que a credibilidade pode apresentar ganhos e perdas ao longo do tempo (Mariscal, Powell e Tavella, 2014). Posto isso, mais do que medir credibilidade, este trabalho traça sua trajetória entre 2001 e 2017.

3.2 REVISÃO DE LITERATURA

A contribuição seminal à literatura de mensuração direta da credibilidade da autoridade monetária foi a metodologia proposta por Faust e Svensson (2001). No caso brasileiro, os trabalhos evoluíram rumo à construção de índices de credibilidade, em especial, os propostos e modificados por Cecchetti e Krause (2002), Sicsú (2002) e Mendonça (2004).

Cecchetti e Krause (2002) trabalham com uma meta de inflação de 2% e traçam um índice linear que considera os desvios da expectativa de inflação em relação à meta para calcular diretamente o nível de credibilidade, estabelecido entre 0 (menor nível possível) e 1 (credibilidade máxima):



$$IC_{CK} = \begin{pmatrix} 1 & se & E(\pi) \leq \pi_t \\ 1 - \frac{1}{0,2 - \pi_t} [E(\pi) - \pi_t] & se & \pi_t < E(\pi) < 20\% \\ 0 & se & E(\pi) \geq 20\% \end{pmatrix} \quad (3.1)$$

Para períodos em que as expectativas, $E(\pi)$, estão abaixo da meta de inflação, a credibilidade é absoluta. Para valores compreendidos entre a meta de inflação e 20%, o índice decai proporcionalmente à medida em que a taxa de inflação aumenta e, ao ultrapassar o limite superior de 20%, atinge abruptamente o nível nulo de credibilidade. Nota-se que a taxa de inflação limite de 20% e a meta cheia (não admite margem de tolerância) de 2% são centrais para interpretação do índice.

Por sua vez, Sicsú (2002) propõe um índice que considera o módulo da diferença entre as expectativas, $E\pi$, e o centro da meta de inflação, π^* , ponderado pela margem de tolerância superior da meta central, π_{MAX}^* :

$$IC_S = 100 - \left\{ \frac{|E\pi - \pi^*|}{\pi_{MAX}^* - \pi^*} 100 \right\} \quad (3.2)$$

O índice assume valor 1 (credibilidade máxima) quando as expectativas são iguais ao centro da meta de inflação. Quando há o descolamento parcial das expectativas, o resultado se aproxima de 0 e, eventualmente, torna-se negativo quando ultrapassa as bandas de tolerância. Portanto, o índice varia entre $]-\infty, 100]$. Nota-se a dificuldade em interpretar intuitivamente os resultados dentro de intervalo sem extremidade fechada.

Por fim, Mendonça (2004) aprimora os índices anteriores ao considerar os limites de tolerância em relação à meta central e normalizar o resultado entre 0 e 1, trazendo mais perceptibilidade à mensuração:

$$IC_M = \begin{pmatrix} 1 & se & E(\pi) = \pi_t \\ 1 - \frac{1}{\pi_t^* - \pi_t} [E(\pi) - \pi_t] & se & \pi_{tMIN}^* < E(\pi) < \pi_{tMAX}^* \\ 0 & se & E(\pi) \geq \pi_{tMAX}^* \text{ ou } E(\pi) \leq \pi_{tMIN}^* \end{pmatrix} \quad (3.3)$$

Para períodos em que as expectativas $E(\pi)$, são iguais ao centro da meta de inflação, π_t , a credibilidade é total. A partir do instante em que as expectativas se desviam da meta anunciada, o índice decresce linearmente. O descontrole inflacionário e perda completa de credibilidade acontece quando as expectativas superam os limites inferiores, π_{tMIN}^* , ou o limite superior, π_{tMAX}^* .



Recentemente, outros trabalhos trouxeram revisões para os índices de aferição direta de credibilidade. Partindo das contribuições anteriores, Mendonça e Souza (2007) propõem um novo índice que incorpora a formação da reputação da autoridade monetária perante a credibilidade, além de focar a análise em convergência para um intervalo previsto, ao invés de convergência pontual da inflação.

Por sua vez, Tejada, Ranciaro e Leal (2012) propõem um novo índice no qual relação entre a credibilidade e os desvios em relação à meta de inflação é não linear. Em termos de resultados, Machado (2015) atualizou os dados para todos os índices citados, entre outros, e encontrou sustentação para hipótese de que o compromisso com às regras de política econômica traz ganhos de credibilidade.

Três críticas principais são feitas a metodologia apresentada acima. Primeiro, observa-se um grau de arbitrariedade na atribuição de valores, situação recorrente na construção de índices, mesmo partindo de bons preceitos e em consonância com a estrutura do regime de metas inflacionárias. Como resultado, há um grande número de índices de tal forma que a comparação entre eles pode tornar-se controvertível. Outra crítica é a falta de sensibilidade em capturar a credibilidade fora de restrições extremas — ou até mesmo em buscar na realidade da economia brasileira recente episódios de credibilidade absolutamente total e absolutamente inexistente. Por fim, uma grande limitação é a capacidade limitada em capturar e isolar choques externos, em especial, no curto prazo.



4. ANÁLISE EMPÍRICA

4.1 METODOLOGIA

A metodologia econométrica explorada neste trabalho encontra inspirações na contribuição de Mariscal, Powell e Tavella (2014), os quais partem inicialmente da modelagem desenvolvida por Huang and Trehan (2008).

A partir de dados para oito países da América Latina durante o período 2006 – 2012, Mariscal, Powell e Tavella (2014) analisam intimamente a relação entre expectativas de inflação e credibilidade a fim de estabelecer se o regime de metas de inflação é bem-sucedido em cada um desses países. Baseado nesse entendimento, este trabalho pretende oferecer uma nova interpretação a essa questão para o caso brasileiro, estendendo o período de análise com dados de 2001 a 2018.

O intuito é estimar e avaliar a credibilidade do regime de metas de inflação como diretriz de política monetária tendo como principal variável explicativa o mecanismo expectacional dos agentes privados. Em outras palavras:

“Em regime de metas de inflação crível, os agentes privados anteciparão as medidas de política econômica tomadas pelo banco central para tentar contornar os choques de inflação que podem ameaçar a meta. Se as expectativas estão bem ancoradas, mudanças na taxa de inflação atual deveriam ter baixo impacto nas expectativas de inflação de médio prazo e o sistema pode ser considerado de alta credibilidade.” (Mariscal, Powell e Tavella, 2014 p. 10, tradução própria)¹¹.

¹¹ “In a credible inflation targeting regime, private analysts will anticipate the policy actions of central banks in attempting to address shocks to inflation that might threaten an inflation target. If inflation expectations are well anchored, changes in the actual inflation rate should have a low impact on medium-term inflation expectations and the system might be considered to have high credibility” (Mariscal, Powell e Tavella, 2014, p. 10).



Para tanto, far-se-á uso de um modelo de séries temporais para mensuração do efeito de choques na taxa de inflação atual sobre as expectativas de taxa de inflação futura, controlando para as expectativas do período anterior de taxa de inflação futura:

$$E_t \pi_{t+i} = \alpha + \beta \pi_t + \gamma E_{t-1} \pi_{t+i} + \varepsilon_t$$

em que o termo $E_t \pi_{t+i}$ é as expectativas no período t para a taxa de inflação no período t+i e π_t é a taxa de inflação para o período t. A variável de controle $E_{t-1} \pi_{t+i}$ é as expectativas no período t-1 para a taxa de inflação no período t+i. Dessa forma, β é o parâmetro de interesse, uma vez que a partir dele é possível perceber se um choque na taxa de inflação atual tem pouco impacto sobre as expectativas de taxa de inflação futura, isto é, se as expectativas de inflação são bem ancoradas e o esquema possui alto grau de credibilidade.

Além disso, será estimada uma extensão modelo (2), da mesma forma proposta por Mariscal, Powell e Tavella (2014), por sua vez controlando para desvios do centro da meta de inflação. O propósito não é apenas mediar a relação entre credibilidade e expectativas a partir de choques na taxa de inflação atual, mas também investigar o custo, em termos de credibilidade, de desviar a taxa de inflação da meta:

$$E_t \pi_{t+i} = \alpha + \beta \pi_t + \gamma E_{t-1} \pi_{t+i} + \delta \text{Max}[\pi_{t-1} - T_{t-1}, 1] + \varepsilon_t \quad (4.2)$$

em que o termo δ assume valor unitário quando a diferença entre a taxa de inflação e a meta for menor que 1 e, caso contrário, assume o próprio valor da diferença. Dessa forma, o objetivo é capturar o impacto adicional (se existente) sobre as expectativas de inflação decorrente de oscilações aquém do centro da meta, controlando para as expectativas no período t-1 para a taxa de inflação no período t+i.

4.2 Dados

Os dados coletados para estimação econométrica seguem as recomendações de Mariscal, Powell e Tavella (2014), adequando-as para o caso brasileiro. Dessa forma, seguindo o objetivo de estabelecer relações sobre a atuação da autoridade



monetária ao longo da construção de sua credibilidade, foram coletadas séries de inflação corrente, expectativas de inflação e metas inflacionárias.

A base de dados contém 197 observações, abrangendo todo o período entre novembro de 2001 e maio de 2018, ou seja, desde os primeiros anos do regime de metas de inflação até os dias mais atuais a elaboração deste trabalho. Observa-se um ganho informacional em comparação a estimação de Mariscal, Powell e Tavella (2014), em que a análise é limitada entre 2006 e 2012 devido à padronização característica de dados de painel, uma vez que é necessário agregar séries desuniformes de diferentes bancos centrais. Este trabalho, por sua vez, esgota as observações disponíveis.

Os dados de inflação corrente foram coletados do Sistema Nacional de Preços ao Consumidor, produzido pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A série considera a inflação acumulada para os últimos 12 meses medida pelo IPCA, calculada pela média e de periodicidade mensal. Ressalta-se que o IPCA é considerado o índice oficial do governo para medição das metas inflacionárias e alcança 90% das famílias brasileiras.

Para expectativas de inflação, a série foi construída a partir do Sistema Expectativas de Mercado do Banco Central do Brasil. Segundo a autarquia, as informações são coletadas junto ao mercado de modo que as projeções são resultado das expectativas consolidadas de bancos, gestoras de recursos, corretoras, consultorias e empresas do setor real (BCB, 2016, p. 6-9). Em termos práticos, este trabalho considera as expectativas para a inflação acumulada nos próximos doze meses, calculadas pela média. A periodicidade é mensal, de modo que foi coletada a última projeção disponível no mês, isto é, a mais recente. Também do BCB foram reunidas as metas inflacionárias dispostas nas resoluções do Conselho Monetário Nacional (CMN)¹².

4.3 ESTIMAÇÃO E RESULTADO

A estimação está dividida em duas partes, correspondendo à duas estratégias econométricas diferentes. Inicialmente, os modelos (1) e (2) foram estimadas pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Os resultados são reportados na tabela 3.

¹² Em Carta Aberta ao Ministro da Fazenda, de 21/1/2003, o então presidente do BCB Henrique de Campos Meirelles alterou a meta de inflação para o ano corrente de 2003 para 8,5%, sem intervalos. Por se tratar de uma “meta ajustada”, sob a justificativa da inflação acumulada no ano de 2002 ter alcançado 12,53%, para fins de mensuração da credibilidade que se propõe, este trabalho utiliza a Resolução 2.972. Portanto, que a meta de inflação para 2003 foi 4,0% com intervalos de +/- 2,5%, conforme anunciado pelo CMN em junho de 2002.



Uma vez que a análise se concentra no efeito de choques de inflação sobre as expectativas de médio prazo, o coeficiente de interesse principal é o β , que representa a taxa de inflação para o período t , π_t . Se o banco central opera com credibilidade, espera-se, então, que o coeficiente β não apresente efeito quantitativamente grande ou que não tenha significância estatística.

	(1)	(2)
Taxa de inflação	Expectativas 0.0987*	Expectativas 0.311***
	(0.0561)	(0.0655)
Expectativas Defasadas	0.483***	0.492***
	(0.0661)	(0.0617)
Desvio da Meta		-0.341***
		(0.0630)
Constante	0.00360	0.00435
	(0.0267)	(0.0249)
Observações	197	197
R^2 ajustado	0.290	0.381

Erros padrão em parênteses

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Tabela 3– Regressões do efeito do choque inflacionário sobre as expectativas

Elaboração própria

Para primeira equação, encontra-se que o coeficiente β , 0.0987, tem impacto positivo sobre as expectativas de inflação, além de baixa magnitude quando comparado

com o coeficiente γ , 0.483. Contudo, é importante destacar sua insignificância estatística, ou seja, não é seguro afirmar qual o impacto do choque inflacionário sobre as expectativas de inflação para os próximos 12 meses.

De outro modo, adicionando um controle para desvios em relação ao centro da meta de inflação, os valores encontrados para equação (2) se mostram mais sólidos. O coeficiente β , 0.311, aponta que choques na inflação corrente tem impacto positivo



sobre as expectativas de inflação. O resultado é significativo ao nível de 1%. Nota-se ainda que o coeficiente β é relativamente menor — como se espera de um regime de política monetária crível — quando comparado ao coeficiente γ , 0.492, também estatisticamente significativo. Além disso, destaca-se que a inflação é um processo persistente, já que o coeficiente γ apresenta o maior impacto sobre as expectativas de inflação, resultado válido para as equações (1) e (2).

Ademais, é importante analisar se existe um custo, em termos de credibilidade, de desviar a inflação efetiva da previamente estabelecida. Em outras palavras, pelo coeficiente δ , -0.341, presume-se um comportamento controverso das expectativas de inflação nos anos em que o IPCA se descola do centro da meta e ameaça o limite superior ou inferior. De todo modo, o sinal negativo do coeficiente δ não sugere impacto adicional sobre as expectativas de inflação, quando há desvios em relação ao centro da meta de inflação. O resultado é significativo ao nível de 1%.

Portanto, apesar da estimação de MQO encontrar respaldo para o impacto da inflação corrente sobre a credibilidade da política monetária, não há sugestão de efeito desestabilizador adicional de desvios em relação ao centro da meta de inflação. Entretanto, esse resultado não anula a possibilidade de que os momentos em que a taxa inflação ameaça os limites da meta coincida com os episódios de maior instabilidade da ancoragem das expectativas e, portanto, com perda de credibilidade.

Nesse sentido, vale reiterar que a credibilidade, por definição, é um processo ao longo do tempo. Sendo assim, analisar a questão do regime de metas de inflação apenas com o auxílio de regressões de MQO seria insuficiente. Como discutido anteriormente, se o sistema de metas de inflação é crível, na presença de choques inflacionários, os agentes econômicos antepõem as ações do banco central na expectativa de que o cumprimento das metas estará assegurado. Entretanto, a estabilidade do sistema encontra obstáculos que impedem a ancoragem das expectativas a todo instante.

Dessa forma, é de interesse observar os momentos em que o banco central opera com um maior ou menor nível de credibilidade. Portanto, em um segundo momento, estimou-se as equações (1) e (2) a partir de uma janela móvel (*rolling moving time window*), de trinta meses, centrada no coeficiente β . O método também se justifica a partir de introspecção: não há garantias de que o parâmetro é constante. Pelo contrário, uma vez que a credibilidade do regime de metas de inflação é construída, e, portanto, mutável, argumenta-se que o esperado é que β varie ao longo do tempo. Mais do que isso, a janela móvel lança luz sobre a cronologia da credibilidade (ou falta dela) em torno da autoridade monetária.



As figuras 1 e 2 plotam a evolução do coeficiente β entre o início de 2004 e meados de 2018, respectivamente, para as equações (1) e (2). Quando não controlado para os desvios em relação ao centro meta, o coeficiente β oscila entre valores positivos e negativos. Todavia, observa-se que o coeficiente β tende a declinar, mesmo que não monotonicamente, no final do período, e se estabelecer em torno da origem. Logo, é seguro afirmar que a janela móvel para equação (1) captura a ancoragem das expectativas ao longo da execução da política monetária, porém, em alguns episódios o banco central atua com a credibilidade abalada.

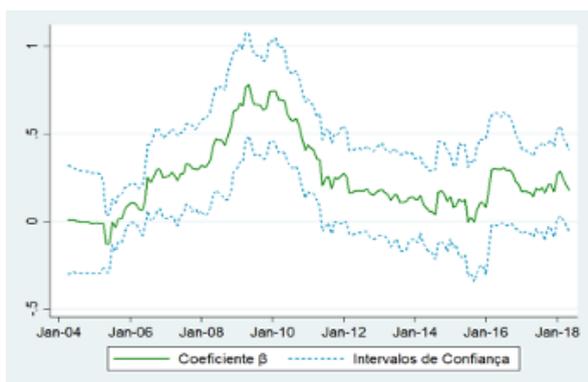


Figura 1 – Janela móvel do efeito da inflação corrente sobre as expectativas (coeficiente β)

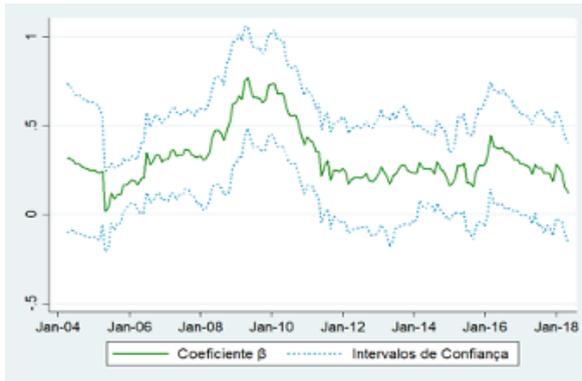


Figura 2 – Janela móvel do efeito da inflação corrente sobre as expectativas, com desvio em relação ao centro meta (coeficiente β)

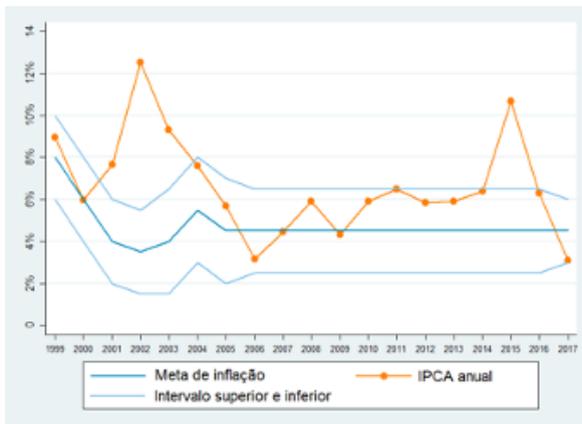


Figura 3 – Histórico de metas para a inflação no Brasil

Fonte: Banco Central do Brasil. Elaboração própria.

Da figura 2, que representa ao longo do tempo resultados estatisticamente significantes, depreende-se uma tendência próxima da figura 1 no que diz respeito ao comportamento das expectativas de inflação. Todavia, as oscilações do coeficiente β , mais suaves, são apenas entre valores positivos. Ademais, o coeficiente β declina para próximo da origem, no final da janela. O resultado sugere que, em geral, o nível de credibilidade do regime de metas de inflação foi baixo nos primeiros anos e, à medida que foi dado tempo para que o sistema adquirisse maiores níveis de credibilidade, a



ancoragem das expectativas se tornou mais estável em torno da imagem do banco central.

Ao comparar-se o resultado da janela móvel (figuras 1 e 2) ao comportamento real observado da IPCA anual (figura 3), nota-se que o início da estimação captura o descontrole inflacionário e as mudanças institucionais (tabela 2) dos primeiros anos de adoção do regime de metas de inflação. Nomeadamente, entre o triênio 2002-2004, a economia brasileira passou por uma fase de ceticismo e desconfiança por parte mercado, reduzindo a estabilidade macroeconômica no calor das eleições presidenciais. Com a posse em 2003 e a afirmação de compromisso, por parte do governo, com as reformas institucionais do Plano Real, os ânimos se estabilizaram e a inflação voltou à convergência das metas do regime monetário (Lacerda et al., 2014).

Em sintonia com a figura 3, o grande pico entre 2009 e 2011 coincide com os momentos de aceleração inflacionária. Apesar de verificar-se uma queda do IPCA em 2009 (ano em que a inflação efetivamente caiu acompanhada dos efeitos contracionistas da crise financeira de 2008 sobre o crescimento do produto¹³). Contudo, é importante ressaltar a mudança de postura do Banco Central do Brasil após a troca de presidente, no final de novembro de 2011. Na troca, percebe-se que “em vez de insistir unicamente na manipulação da taxa de juros para perseguir a meta de inflação, o Banco Central do Brasil passou a valorizar as chamadas medidas macroprudenciais” (Lacerda et al., 2014, p. 238). Além disso, o período é marcado por um cenário externo negativo.

Em um terceiro episódio, observa-se uma deterioração das expectativas de inflação nos anos 2015 e 2016, situação que só foi revertida a partir de 2017. Além da crise política interna que deflagrou o segundo impeachment de um Presidente da República após a redemocratização, cita-se o descontrole das contas públicas e o expressivo aumento da energia elétrica e dos combustíveis no ano de 2015

Por fim, é pertinente advertir sobre o alcance dos dados coletados e utilizados na estimação econométrica e, conseqüentemente, sobre a leitura de seus resultados. Como explicado anteriormente, este trabalho considera as expectativas para a taxa de inflação acumulada nos próximos 12 meses, calculadas pela média. Entretanto, o mais apropriado é uma projeção de pelo menos 24 meses à frente.

Como justificativa, o uso de expectativas para os próximos 24 meses é mais preciso para descontaminar o impacto de eventuais choques inflacionários sobre nível de preços de curto prazo (Mariscal, Powell e Tavella, 2014). Ademais, projeções mais longas encontram maior compatibilidade com as defasagens dos mecanismos de transmissão da política monetária e, portanto, a atuação do *policymaker* em defesa

13 Em 2009, a economia brasileira recuou -0,3% (Abreu, 2014).



da credibilidade é fisgada pelos agentes econômicos quando da formação de suas expectativas. Entretanto, não há dados oficiais de expectativas para a taxa de inflação 24 meses (ou mais) à frente para o Brasil, em especial, na periodicidade mensal necessária para metodologia de janela móvel.

Portanto, faz-se oportuno o contínuo esforço de novos trabalhos na direção de construir uma série mensal de expectativas para a taxa de inflação de médio prazo. No que lhe diz respeito, os resultados aqui discutidos são uma contribuição importante para o entendimento do fenômeno da credibilidade segundo o regime de metas de inflação, principalmente por analisar o caso brasileiro a partir de uma metodologia pouco explorada para as economias latino-americanas.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

A história recente da economia brasileira perpassou caminhos traumáticos de desestabilização até a reforma monetária do Plano Real, a qual introduziu uma moeda descontaminada e capaz de controlar (complementarmente a uma série de reformas institucionais) a escalada dos preços. Da política de bandas cambiais ao uso de âncora monetária, a ameaça inflacionária foi contida até a adoção do tripé macroeconômico. Nesse contexto, a opção pelo regime de metas inflação representou um marco institucional importante na busca prioritária pela estabilidade de preços, ao passo que introduz mecanismos de comunicação e transparência entre a autoridade monetária e os agentes econômicos.

Foi exatamente esse o ponto de investigação deste estudo, mensurar a percepção de confiança no tocante ao regime de metas de inflação na figura do banco central e verificar se, desde sua adoção em 1999, houve ganhos de credibilidade. Para essa abordagem, foi aplicado um modelo de séries temporais para estimação do efeito de choques na taxa de inflação atual sobre as expectativas de taxa de inflação futura, controlando para as expectativas do período anterior de taxa de inflação futura.

Ignorando a possibilidade de desvios em relação ao centro da meta de inflação, o resultado encontrado foi estatisticamente insignificante. Logo, não foi encontrado impacto desestabilizador do choque inflacionário sobre as expectativas de inflação para os próximos 12 meses (tabela 3). Tampouco, a estimação a partir da janela móvel indicou uma absoluta ancoragem das expectativas. Contudo, observou-se que a resposta ao choque inflacionário tende a declinar ao longo do tempo e se estabelecer em torno da origem (figura 1).



Chamam atenção os resultados, estatisticamente significantes, da regressão que inclui um controle para desvios em relação ao centro da meta de inflação. Confirmou-se que choques na inflação corrente tem impacto positivo sobre as expectativas de inflação. Além disso, o impacto é relativamente pequeno, como se espera de uma política monetária crível. Quanto à trajetória da credibilidade (figura 2), a janela móvel apresentou aderência com os choques no IPCA observados na narrativa da brasileira (figura 3).

Como resultado geral, aponta-se que, apesar de não ser observada uma completa ancoragem das expectativas para todo o período analisado, a resposta do choque inflacionário é relativamente pequena e decrescente ao longo do tempo. Nesse sentido, a credibilidade do regime de metas de inflação parece ter aumentado ao longo do tempo. Os resultados vão ao encontro do fato estilizado segundo o qual a credibilidade da autoridade monetária responde em grande parte pelo sucesso do regime de metas de inflação.

Possivelmente, obter-se-ia resultados mais precisos caso dados de expectativas de inflação projetadas 24 meses à frente estivessem disponíveis. De modo que houvesse a descontaminação de choques externos de curto prazo. Portanto, faz-se oportuno o contínuo esforço de novos trabalhos na direção de construir uma série mensal de expectativas para a taxa de inflação de médio prazo.

Por fim, deve-se lembrar que o regime de metas de inflação foi pensado dentro de um arranjo institucional maior, de forma que os outros pilares do tripé macroeconômico (meta para resultado primário e câmbio flutuante), além de outros fatores, atuam de forma complementar na construção da estabilidade econômica e da credibilidade. De modo algum o regime de metas representa a panaceia da inflação, ainda mais em economias com passado recente de hiperinflação. Mas este trabalho argumenta a importância de levar-se em consideração o ganho de credibilidade no debate econômico, ainda mais em um cenário de descrença com as instituições e incerteza quanto ao futuro da economia.



6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABREU, M. D. P. A ordem do progresso: dois séculos de política econômica no Brasil, 2o edição. Rio de Janeiro: Elsevier, 2014

BAER, W. A economia brasileira, 4o edição. São Paulo: Nobel, 2002.

BARRO, R. J.; GORDON, D. B. Rules, Discretion and Reputation in a Model of Monetary Policy. *Journal of Monetary Economics*, v. 12, n. 1, p. 101–121, 1983.

BLINDER, A. S. Central Bank Credibility: why do we care? how do we build it? *American Economic Review*, v. 90, n. 5, p. 1421–1431, 2000.

BRASIL, B. C. DO. Regime de Metas para a Inflação no Brasil. *Série Perguntas Mais Frequentes*, p. 1–17, 2016.

_____. BRASIL, B. C. DO. Dez Anos de Metas para a Inflação - 1999-2009. p. 456, 2011.

CALVO, G. A. Capital Flows and Macroeconomic Management: tequila lessons. *International Journal of Finance and Economics*, v. 1, n. 3, p. 207–223, 1996.

CARVALHO, F. C. et al. Economia monetária e financeira: teoria e prática. Rio de Janeiro: Campus, 2015.

CECCHETTI, S. G.; KRAUSE, S. Central bank structure, policy efficiency and macroeconomic performance: exploring empirical relationships. *Review, Federal Reserve Bank of St. Louis*, v. 84, n. 4, p. 47-59, 2002.

CURADO, M. L.; OREIRO, J. L. Metas de inflação: uma avaliação do caso brasileiro. *Indicadores Econômicos FEE*, v. 33, n. 2, p. 127–146, 2005.

DE LACERDA, A. C. et al. Economia brasileira, 5o edição. São Paulo: Saraiva, 2014.

FARHI, M. Efetividade e dilemas do regime de metas de inflação: os formatos do regime e os impactos dos choques exógenos. *Repositório da Produção Científica e Intelectual da Unicamp (Relatório de pesquisa)*, 2007.

FISCHER, S. Exchange rate regimes: is the bipolar view correct? *Journal of Economic Perspectives*, v. 15, n. 2, p. 3–24, 2001.



FONSECA, M. R. R.; PERES, S. C.; ARAÚJO, E. C. Regime de metas de inflação: análise comparativa e evidências empíricas para países emergentes selecionados. *Revista de Economia Contemporânea*, v. 20, n. 1, p. 113–143, 2016.

FRAGA NETO, A.; GOLDFAJN, I.; MINELLA, A. Inflation targeting in emerging market economies. Working Paper Series do Banco Central, n. 76, p. 1–49, 2003.

GOODFRIEND, M.; KING, R. G. The New Neoclassical Synthesis and the Role of Monetary Policy. *NBER macroeconomics annual*, v. 12, p. 231–283, 1997.

HAMMOND, G. State of the art of inflation targeting. *CCBS Handbook*, Bank of England, v. 29, n. 29, p. 1–47, 2012.

HUANG, W.; TREHAN, B. Unanchored expectations? Interpreting the evidence from inflation surveys. *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Letter*, v. 23, p. 23–26, 2008.

KYDLAND, F. E.; PRESCOTT, E. C. Rules rather than discretion: the inconsistency of optimal plans. *The Journal of Political Economy*, v. 85, n. 3, p. 473–492, 1977.

LOPES, Y. C. Gestão das metas de inflação e câmbio flutuante no Brasil: medo de flutuar ou medo de inflação? *Repositório Institucional da Universidade de Brasília*, 2013.

MACHADO, M. E. B. Uma análise da credibilidade da autoridade monetária brasileira na condução de sua política. *Repositório Institucional da Universidade de Brasília*, 2015.

MARISCAL, R.; POWELL, A.; TAVELLA, P. On the credibility of inflation targeting regimes in Latin America. *IDB Working Paper Series*, n. 504, 2014.

MODENESI, A. M. Regimes monetários: teoria e experiência do Real. *Barueri: Manole*, 2005.

MENDONÇA, H. F. DE. A teoria da credibilidade da política monetária. *Revista de Economia Política*, v. 22, n. 87, p. 46–64, 2002.

_____. Mensurando a Credibilidade do Regime de Metas Inflacionárias no Brasil. *Revista de Economia Política*, v. 24, n. 95, p. 344–350, 2004.

MENDONÇA, H. F. DE; SOUZA, G. J. DE G. E. Credibilidade do regime



de metas para inflação no Brasil. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea) -Pesquisa e Planejamento Econômico (PPE), v. 37, n. 2, p. 247–282, 2007.

MEYER, L. H. Does money matter? Federal Reserve Bank of St. Louis Review, p. 01-15, 2001.

MISHKIN, F. S. Monetary policy strategy: lessons from the crisis. National Bureau of Economic Research, v. w16755, p. 63, 2011

ROCHA, M.; OREIRO, J. L. A experiência internacional de regimes de metas de inflação: uma análise com painel dinâmico. Nova Economia, v. 18, n. 2, p. 267–291, 2008.

ROGER, S. Inflation targeting at 20: achievements and challenges. IMF Working Papers, v. 9, n. 236, p. 1, 2009.

ROSSI, P. Regime macroeconômico e o projeto social-desenvolvimentista. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea) - Texto para discussão, v. 2029, 2015.

SCHMIDT-HEBBEL, K.; WERNER, A. Inflation targeting in Brazil, Chile, and Mexico: performance, credibility, and the exchange rate. Central Bank of Chile Working Papers, v. 171, 2002.

SICSÛ, J. Expectativas inflacionárias no regime de metas de inflação uma análise preliminar do caso brasileiro. Economia Aplicada, v. 6, n. 4, 2002.

SOUZA JÚNIOR, J. R. DE C. (ORGANIZADOR) et al. Evolução recente das políticas monetária e cambial e do mercado de crédito no Brasil. [s.l: s.n.].

TAYLOR, J. B. A core of practical macroeconomics. The American Economic Review, v. 87, n. 2, p. 233-235, 1997.

TEJADA, C. A. O.; RANCIARO NETO, A.; LEAL, R. A. Credibilidade não linear para as metas de inflação no Brasil. Repositório Institucional da Universidade Federal do Rio Grande, 2013.

30

**APLICAÇÃO DO MODELO
IS-CP-RM À ECONOMIA
BRASILEIRA (2011/2017)**

RAQUEL MESQUITA ALMEIDA
Universidade de Brasília

Orientador:
Nelson Barbosa



RESUMO

A fim de ampliar o entendimento sobre a conjuntura macroeconômica recente, foi estimado o Modelo de Três Equações (IS-CP-RM) para a economia brasileira (2011-2017) por meio de um Vetor Autorregressivo (VAR). Antes da estimação, foram apresentadas proxies para as variáveis do modelo, sendo elas analisadas gráfica e descritivamente. A partir dessa estimação, foram dados quatro choques no modelo: sobre o câmbio real, sobre os preços monitorados, sobre o hiato do produto e sobre o risco-país. Os resultados dos choques foram apresentados na forma de gráficos de impulsos-respostas. Posteriormente, as respostas estimadas foram comparadas às séries de dados da economia brasileira. Essa comparação permitiu identificar choques relevantes para explicar o cenário macroeconômico atual.

Palavra-chave: Política monetária brasileira. VAR. Modelo IS-CP-RM.



SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	89
2. REFERENCIAL TEÓRICO	90
2.1. DERIVAÇÃO DO MODELO IS-PC-RM	91
3. APLICAÇÃO DO MODELO TEÓRICO À ECONOMIA BRASILEIRA	97
3.1. PROXIES UTILIZADAS: APRESENTAÇÃO GRÁFICA	97
3.2. TRAJETÓRIA DAS VARIÁVEIS DO MODELO ENTRE 2011 E 2017	105
4. ANÁLISE ECONOMETRICA USANDO FUNÇÕES IMPULSOS-RESPOSTAS	109
4.1. CHOQUE CAMBIAL	113
4.2. CHOQUES DE OFERTA SOBRE OS PREÇOS MONITORADOS	122
4.3. CHOQUE DE DEMANDA	130
4.4. CHOQUE NO RISCO-PAÍS	138
4.5. RESULTADOS	147
5. CONCLUSÃO	149
6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	153





1. INTRODUÇÃO

Este trabalho aplica o “Modelo de Três Equações” à economia brasileira, enfocando o período compreendido entre 2011 e 2017 (CARLIN; SOSKICE, 2006). Para isso, é imprescindível a análise das seguintes variáveis: IPCA dos preços livres, IPCA dos preços monitorados, IPCA esperado, hiato do produto, EMBI+Br e taxa de câmbio real. Por se tratar de um sistema de equações simultâneas, o modelo teórico é estimado por meio de um Vetor Autoregressivo (VAR) (ENDERS, 2015).

Utilizando esse arcabouço teórico e metodológico, objetiva-se responder às seguintes perguntas: como um choque em uma das variáveis macroeconômicas supracitadas altera as demais? Quais desses choques são úteis para compreender melhor a conjuntura macroeconômica recente?

Este trabalho está dividido em três capítulos. No capítulo 1 será apresentado o referencial teórico (Modelo IS-PC-RM) e sua derivação analítica. O capítulo 2 está dividido em duas seções: na primeira, objetiva-se estabelecer quais as proxies serão utilizadas. Ademais, todas elas serão apresentadas por meio de gráficos. Na segunda seção, por sua vez, é analisado descritivamente o comportamento das variáveis macroeconômicas ao longo do governo Dilma (2011-2016) e do governo Temer (2016-2017). O capítulo 3 se refere à estimação do VAR e à discussão dos resultados por meio de gráficos impulsos-respostas. Os resultados obtidos na estimação econométrica constam no anexo 1.



2. MODELO TEÓRICO

O Brasil adota o Tripé Macroeconômico desde 1999, o qual é marcado pela tríade: metas de inflação, câmbio flutuante e superávit primário. No regime de metas de inflação, o Banco Central deve perseguir o centro da meta utilizando como instrumento a taxa de juros de curto prazo. No Brasil, o Conselho Monetário Nacional estabelece um valor para a inflação anual, que deverá ser perseguido pelo Banco Central. A fim de cumprir essa meta, o Comitê de Política Monetária do Banco Central (Copom) se reúne periodicamente, ajustando a taxa básica de juros, a Selic (CURADO; NASCIMENTO, 2015, pp. 39).

O tripé macroeconômico é peça basilar do “Novo Consenso de Política Macroeconômica” (ARESTIS et al., 2008, pp. 633). A partir desse consenso, o Modelo de

Três Equações (CARLIN; SOSKICE, 2006) passou a ser amplamente utilizado por economistas e por Bancos Centrais para analisar o comportamento de variáveis macroeconômicas ao redor do mundo. O modelo se constitui das seguintes equações simultâneas: IS, para modelar o comportamento do hiato do produto; Curva de Phillips (CP), para a inflação; Regra Monetária (RM), para a taxa de juros.

Neste capítulo serão apresentadas as equações que compõe o Modelo IS-CP-RM. Para isso, ele será derivado matematicamente.

2.1. DERIVAÇÃO DO MODELO IS-PC-RM¹

Nas contas nacionais, há a seguinte identidade:

$$\boxed{Y_t = C_t(Y) + I_t(r_t^e) + G_t + NX_t} \quad (1)$$

Ou seja, o Produto Interno Bruto (PIB) é o somatório do consumo das famílias (C), dos gastos do governo (G), das exportações líquidas (NX) e do investimento (I) o qual é função da taxa de juros real esperada. A taxa de juros real é desconhecida no início do período, quando é tomada a decisão de investimento. Neste momento (t), os agentes conhecem a apenas a taxa nominal fixada pelo Banco Central no período anterior (i_{t-1}). Com base nela e em suas expectativas de inflação, os agentes calculam a taxa de juros real. Pela equação de Fisher:

$$\boxed{r_t^e = i_{t-1} - \pi_t^e} \quad (2)$$

Como a taxa de juros nominal e a inflação são endógenas ao Modelo de Três Equações, a taxa de juros real também o é. Por isso, é preciso construir uma curva IS que explicita a taxa de juros. O primeiro passo para obtê-la é logaritizar o PIB pela ótica do dispêndio, reescrevendo a expressão acima como sendo composta por uma demanda exógena (a_0) e outra endógena (a qual é uma função dos juros):

¹ Derivação feita com base no texto de Carlin e Soskice (2006) e em notas de aula do prof. Nelson Barbosa (NOTAS DE AULA, 2017a).



$$\boxed{y_t = A_0 - a_1 r_t^e} \quad (3)$$

A partir da expressão (3), é possível derivar a curva IS subtraindo de y_t seu valor potencial (y^*) (também em logaritmo) e substituindo a taxa de juros real esperada pela relação (2). Feito esses dois passos, é obtida a IS:

$$\boxed{(y_t - y_t^*) = (A_0 - y_t^*) - a_1(i_{t-1} - \pi_t^e)} \quad (4)$$

Seja $\boxed{a_0}$ tal que:

$$\boxed{a_0 = (A_0 - y_t^*)} \quad (5)$$

Então, a curva IS fica:

$$\boxed{(y_t - y_t^*) = a_0 - a_1(i_{t-1} - \pi_t^e)} \quad (6)$$

Quanto às expectativas de inflação, é assumida a hipótese de Blanchard e Galí (2007), segundo a qual:

$$\boxed{\pi_t^e = \theta \pi_{t-1} + (1 - \theta) \pi_t^*} \quad (7)$$

Onde $\boxed{\pi_{t-1}}$ é a inflação do período anterior, $\boxed{\theta}$ é um coeficiente de inércia, sendo $\boxed{0 \leq \theta \leq 1}$, e $\boxed{\pi_t^*}$ é a meta estabelecida pelo Banco Central.

Considere a seguinte Curva de Phillips:

$$\boxed{\pi_t = \pi_t^e + \alpha(y_t - y_t^*)} \quad (8)$$

Onde $\boxed{\pi_t}$ é a taxa de inflação efetiva no período t , $\boxed{\pi_t^e}$ é a expectativa de inflação, a qual se comporta segundo a hipótese de Blanchard e Galí (2007) já apresentada e $\boxed{(y_t - y_t^*)}$ é o hiato do produto.

Substituindo (7) em (8):



$$\pi_t = \theta\pi_{t-1} + (1 - \theta)\pi_t^* + \alpha(y_t - y_t^*) \quad (9)$$

Conforme aponta Carlin e Soskice (2006), a função objetivo do Banco Central pode ter vários formatos (quadrática, linear...). Para simplificar a derivação, suponha uma função perda quadrática, em que o Banco Central se preocupe tanto com a inflação quanto com o hiato do produto. Isto é:

$$L = (y_t - y_t^*)^2 + \beta(\pi_t - \pi_t^*)^2 \quad (10)$$

Ao substituir (9) em (10):

$$L = (y_t - y_t^*)^2 + \beta[\theta\pi_{t-1} + (1 - \theta)\pi_t^* + \alpha(y_t - y_t^*) - \pi_t^*]^2 \quad (11)$$

Rearranjando os termos, obtém-se o problema de minimização de perdas univariada sem restrição enfrentando pelo Banco Central:

$$\text{Min } L = (y_t - y_t^*)^2 + \beta[\theta(\pi_{t-1} - \pi_t^*) + \alpha(y_t - y_t^*)]^2 \quad (12)$$

A Condição de Primeira Ordem (CPO) do problema é:

$$\frac{\partial L}{\partial y} = 2(y_t - y_t^*) + 2\alpha\beta[\theta((\pi_{t-1} - \pi_t^*) + \alpha(y_t - y_t^*)) = 0 \quad (13)$$

Desta CPO, decorre a seguinte relação:

$$(y_t - y_t^*) = -\alpha\beta[\theta((\pi_{t-1} - \pi_t^*) + \alpha(y_t - y_t^*))] \quad (14)$$

Substituindo (3) em (14):

$$[(a_0 - a_1r_t^e) - y_t^*] = -\alpha\beta[\theta((\pi_{t-1} - \pi_t^*) + \alpha(y_t - y_t^*))] \quad (15)$$

Substituindo agora (2) em (15) e rearranjando os termos:



$$-a_1(i_{t-1} - \pi_t^e) = -(a_0 - y_t^*) - \alpha\beta[\theta(\pi_{t-1} - \pi_t^*) + \alpha(y_t - y_t^*)] \quad (16)$$

Isolando i_{t-1} :

$$i_{t-1} = \left(\frac{a_0 - y_t^*}{a_1}\right) + \pi_t^e + \left(\frac{\alpha\beta\theta}{a_1}\right)(\pi_{t-1} - \pi_t^*) + \left(\frac{\alpha}{a_1}\right)(y_t - y_t^*) \quad (17)$$

Por definição, r_t^* é a taxa real de juros que torna o hiato do produto nulo, isto é:

$$0 = (a_0 - a_1 r_t^*) - y_t^* \quad (18)$$

Isolando r_t^* :

$$r_t^* = \frac{a_0 - y_t^*}{a_1} \quad (19)$$

Substituindo r_t^* em (17), é obtida a Regra Monetária:

$$i_{t-1} = r_t^* + \pi_t^e + \omega_\pi(\pi_{t-1} - \pi_t^*) + \omega_y(y_t - y_t^*) \quad (20)$$

Portanto, o Modelo IS-PC-RM para uma economia fechada em que não há choques de oferta nem de demanda, pode ser sintetizado pelas equações (6), (9) e (20). Ou seja:

$$IS: (y_t - y_t^*) = a_0 - a_1(i_{t-1} - \pi_t^e) \quad (21.1)$$

$$PC: \pi_t = \theta\pi_{t-1} + (1 - \theta)\pi_t^* + \alpha(y_t - y_t^*) \quad (21.2)$$

$$RM: i_{t-1} = r_t^* + \pi_t^e + \omega_\pi(\pi_{t-1} - \pi_t^*) + \omega_y(y_t - y_t^*) \quad (21.3)$$

Considere agora uma economia aberta em que há livre fluxo de capitais. Suponha válida a hipótese de arbitragem descoberta da taxa de juros. Logo, em logaritmos, a taxa de juros doméstica é dada pela seguinte relação:



$$i_{h,t-1} = i_{f,t-1} + \varphi_{t-1} + e_t^e - e_{t-1} \quad (22)$$

Isto é, a taxa de juros nominal doméstica, $i_{h,t-1}$ (paga no período t e negociada em t-1), é igual à taxa de juros nominal externa ($i_{f,t-1}$) mais um prêmio de risco (φ_t) e a desvalorização esperada do câmbio ($e_t^e - e_{t-1}$). A expressão acima pode ser escrita explicitando a taxa de câmbio nominal:

$$e_{t-1} = (i_{f,t-1} + \varphi_{t-1} - i_{h,t-1}) + e_t^e \quad (23)$$

Ademais, equação 22 também pode ser reescrita em termos da taxa de câmbio real. Para isso, basta introduzir a taxa de inflação esperada interna e externa dos dois lados da equação:

$$i_{h,t-1} - \pi_{h,t}^e + \pi_{f,t}^e = i_{f,t-1} + \varphi_{t-1} + e_t^e - e_{t-1} - \pi_{h,t}^e + \pi_{f,t}^e \quad (24)$$

Como $\pi_t^e = p_t^e - p_{t-1}$, é possível reescrever a expressão (24) como:

$$i_{h,t-1} - \pi_{h,t}^e + \pi_{f,t}^e = i_{f,t-1} + \varphi_{t-1} + e_t^e - e_{t-1} - (p_{h,t}^e - p_{h,t-1}) + (p_{f,t}^e - p_{f,t-1}) \quad (25)$$

Rearranjando os termos:

$$i_{h,t-1} - \pi_{h,t}^e + \pi_{f,t}^e = i_{f,t-1} + \varphi_{t-1} + (e_t^e + p_{f,t}^e - p_{h,t}^e) - (e_{t-1} + p_{f,t-1} - p_{h,t-1}) \quad (26)$$

Pela Paridade do Poder de Compra, há a seguinte relação entre taxa de câmbio real e nominal (em logaritmo):

$$\varepsilon_t = e_t + p_{f,t} - p_{h,t}, \quad \forall t \quad (27)$$

Logo, ao substituir (27) em (26), a equação de arbitragem descoberta de taxa de juros (ATJ) com o câmbio em termos reais é obtida:

$$(i_{h,t-1} - \pi_{h,t}^e) = (i_{f,t-1} - \pi_{f,t}^e + \varphi_{t-1}) + (\varepsilon_t^e - \varepsilon_{t-1}) \quad (28)$$



Onde a taxa de câmbio real esperada (ε_t^e) é baseada em expectativas de longo prazo, que é resultante dos “fundamentos” da economia, como, por exemplo, a solvência da dívida pública. Neste trabalho, parte-se do pressuposto que essa taxa de longo prazo não é afetada pela política monetária, sendo considerada exógena ao modelo. Também é possível relaxar essa hipótese por meio de modelos de restrição externa, porém, isto não será feito.

Colocando a taxa de câmbio efetiva em evidência, a equação (28) pode ser reescrita como:

$$\varepsilon_{t-1} = (i_{f,t-1} - \pi_{f,t}^e + \varphi_{t-1}) - (i_{h,t-1} - \pi_{h,t}^e) + \varepsilon_t^e \quad (29)$$

Portanto, ao se considerar uma economia aberta que sofra choques que incidam sobre o prêmio de risco ($\Delta\varphi_{t-1}$), sobre o câmbio ($\Delta\varepsilon_{t-1}$), sobre a oferta (v_π) e a demanda (v_y), o Modelo de Três Equações se torna:

$$(y_t - y_t^*) = a_0 - a_1(i_{t-1} - \pi_t^e) + a_2\Delta\varepsilon_{t-1} + a_3\Delta\varphi_{t-1} + v_y \quad (30.1)$$

$$\pi_t = \theta\pi_{t-1} + (1 - \theta)\pi_t^* + \alpha_1(y_t - y_t^*) + \alpha_2(\Delta\varepsilon_{t-1} + \pi_t - \pi_{f,t}^e) + v_\pi \quad (30.2)$$

$$i_{t-1} = r_t^* + \pi_t^e + \omega_\pi(\pi_{t-1} - \pi_t^*) + \omega_y(y_t - y_t^*) \quad (30.3)$$

$$\varepsilon_{t-1} = (i_{f,t-1} - \pi_{f,t}^e + \varphi_{t-1}) - (i_{h,t-1} - \pi_{h,t}^e) + \varepsilon_t^e \quad (30.4)$$

É possível simplificar a Curva de Phillips (CP) acima (equação 30.2), colocando em evidência a inflação doméstica, π_t :

$$(1 - \alpha_2)\pi_t = \theta\pi_{t-1} + (1 - \theta)\pi_t^* + \alpha_1(y_t - y_t^*) + \alpha_2(\Delta\varepsilon_{t-1} - \pi_{f,t}^e) + v_\pi \quad (31)$$

Dividindo os dois lados de (31) por $(1 - \alpha_2)$, a Curva de Phillips se torna:

$$\pi_t = \left(\frac{\theta}{1 - \alpha_2}\right)\pi_{t-1} + \left(\frac{1 - \theta}{1 - \alpha_2}\right)\pi_t^* + \left(\frac{\alpha_1}{1 - \alpha_2}\right)(y_t - y_t^*) + \left(\frac{\alpha_2}{1 - \alpha_2}\right)(\Delta\varepsilon_{t-1} - \pi_{f,t}^e) + \left(\frac{1}{1 - \alpha_2}\right)v_\pi \quad (32)$$



Considerando $\left(\frac{\theta}{1-\alpha_2}\right) = \gamma_1$, $\left(\frac{1-\theta}{1-\alpha_2}\right) = \gamma_2$, $\left(\frac{\alpha_1}{1-\alpha_2}\right) = \gamma_3$, $\left(\frac{\alpha_2}{1-\alpha_2}\right) = \gamma_4$ e

$\left(\frac{1}{1-\alpha_2}\right) v_\pi = u_\pi$, a Curva de Phillips na forma reduzida fica:

$$\pi_t = \gamma_1 \pi_{t-1} + \gamma_2 \pi_t^* + \gamma_3 (y_t - y_t^*) + \gamma_4 (\Delta \varepsilon_{t-1} - \pi_{f,t}) + u_\pi \quad (33)$$

Portanto, o Modelo de Três Equações pode ser sintetizado como:

$$(y_t - y_t^*) = a_0 - a_1 (i_{t-1} - \pi_t^e) + a_2 \Delta \varepsilon_{t-1} + a_3 \Delta \varphi_{t-1} + v_y \quad (34.1)$$

$$\pi_t = \gamma_1 \pi_{t-1} + \gamma_2 \pi_t^* + \gamma_3 (y_t - y_t^*) + \gamma_4 (\Delta \varepsilon_{t-1} - \pi_{f,t}) + u_\pi \quad (34.2)$$

$$i_{t-1} = r_t^* + \pi_t^e + \omega_\pi (\pi_{t-1} - \pi_t^*) + \omega_y (y_t - y_t^*) \quad (34.3)$$

$$\varepsilon_{t-1} = (i_{f,t-1} - \pi_{f,t}^e + \varphi_{t-1}) - (i_{h,t-1} - \pi_{h,t}^e) + \varepsilon_t^e \quad (34.4)$$

3. APLICAÇÃO DO MODELO TEÓRICO À ECONOMIA BRASILEIRA

3.1. PROXIES UTILIZADAS: APRESENTAÇÃO GRÁFICA

No capítulo anterior, foi apresentado o modelo teórico. Neste capítulo, o objetivo é passar da teoria para a prática: serão escolhidas proxies para as variáveis que aparecem no Modelo IS-CP-RM. Para a curva IS, é preciso obter proxies para hiato do produto $(y_t - y_t^*)$, taxa de juros (i_{t-1}) , inflação esperada (π_t^e) , variação do câmbio real $(\Delta \varepsilon_t)$ e prêmio de risco (φ_t) .



Para o nível de produto, a proxy escolhida foi o PIB (Produto Interno Bruto) medido trimestralmente pelo IBGE². A série do PIB pode ser vista no primeiro gráfico da figura 1. Por meio dele, é possível perceber que ela sofre de forte comportamento sazonal, sendo necessário adotar estratégias para lidar com esse problema. Assim, após logaritmizada, a série foi dessazonalizada, sendo utilizado para isso o método aditivo³ e o fator de dessazonalização 1600. A fim de obter o hiato do PIB, foi aplicado um filtro HP sobre os dados dessazonalizados e criada uma nova série com a parte cíclica da saída do Eviews. Essa nova série (hiato do PIB) pode ser vista no último gráfico da figura 1. O hiato é, por definição, estacionário:

² Série disponível em: <https://ww2.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/pib/defaultent.shtm> (acesso: 23/11/2017)

³ Neste trabalho, em todas as dessazonalizações foi utilizado o método aditivo (ENDERS, 2015).

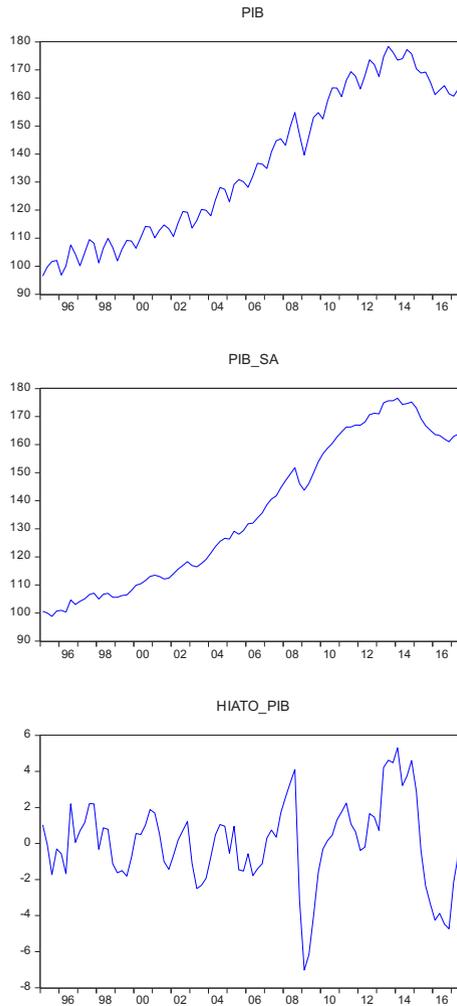


Figura 1 - PIB: dados brutos, dessazonalizados e hiato (gráfico elaborado pela autora)

Pela Lei de Okun, o crescimento do produto determina a variação do desemprego (BLANCHARD, 2007, p. 172-3):

$$u_t - u_{t-1} = -\beta(g_{yt} - \bar{g}_t) \quad (35)$$



Isto é, a variação da taxa de desemprego ($u_t - u_{t-1}$) está inversamente relacionada com o desvio do crescimento do produto efetivo (g_{yt}) em relação ao do potencial (\bar{g}_t). Assim, embora não entre diretamente no Modelo de Três Equações adotado, é fundamental compreender o comportamento do desemprego para ter uma melhor leitura da economia brasileira. No gráfico abaixo, pode-se acompanhar a evolução do desemprego no Brasil. Como a PNAD Contínua foi iniciada apenas em 2012 e a PME foi descontinuada em fevereiro 2016 e sofreu uma mudança de metodologia no início de 2002, foi necessário extrapolar a PNAD Contínua. Para isso, inicialmente foi feita uma regressão linear entre a PME antiga e a nova e, a partir da equação resultante, foi gerada uma nova série: a PME extrapolada. Após esse procedimento, foi estimada uma nova regressão, agora entre a PME extrapolada e a PNAD Contínua. Com a equação resultante, foi construída a série desejada: a PNAD Contínua extrapolada. Em seguida, a nova série de desemprego foi dessazonalizada (fator de dessazonalização: 14400, pois os dados são mensais). Após todos esses procedimentos, foi elaborado o seguinte gráfico com os dados da PNAD Contínua Extrapolada dessazonalizada (“PNADext_sa”):

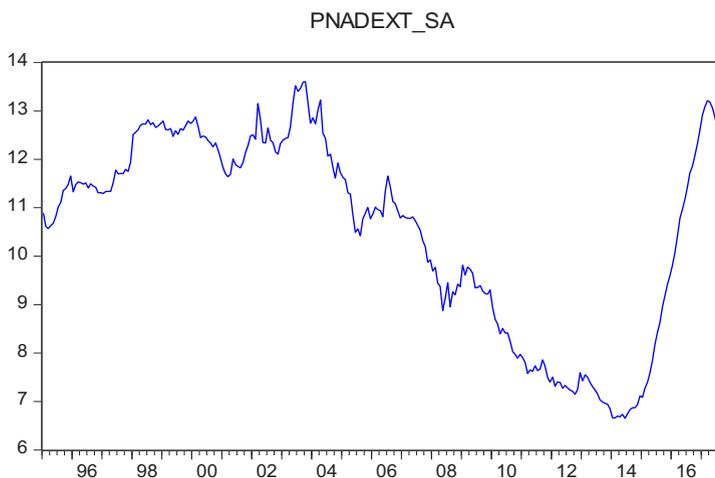


Gráfico 1 - PNAD Contínua Extrapolada (série estimada a partir de dados do IBGE)
(gráfico elaborado pela autora)

Para as decisões de política monetária, o que de fato interessa é a taxa de juros ex ante, visto que os agentes são racionais e “olham para frente” quando tomam decisões



(expectativas “forwarding looking”). Assim, foi escolhida como proxy da taxa de juros ex ante o SWAP Pré-DI 360⁴, pois, conforme será visto no capítulo 3, ele reflete a expectativa de evolução da DI/Selic em 12 meses, logo sua variação antecipa alterações da Selic.

Por definição da matemática financeira, o montante recebido de uma aplicação é igual ao capital inicial mais os juros ($M = C+J$). Como se trata de juros compostos, no caso de tempo discreto, o montante se torna:

$$M = C(1 + i)^n \tag{36}$$

Por causa disso, foram feitas duas transformações: foi somada uma unidade às séries de taxa de juros e o resultado desse somatório foi linearizado por meio de uma transformação logarítmica. As séries do SWAP e da Selic após as referidas transformações podem ser vistas na figura abaixo:

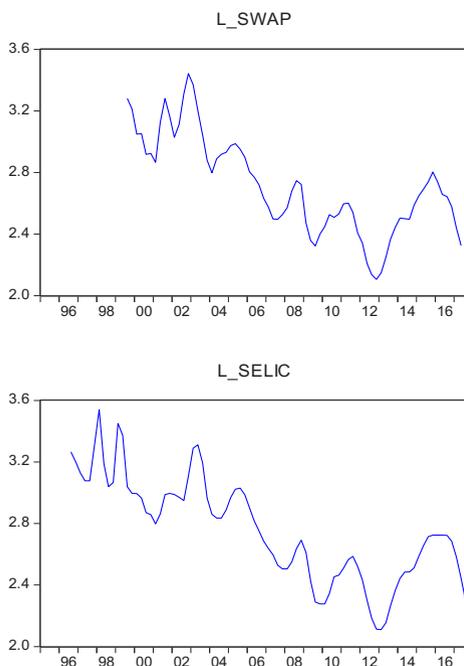


Figura 2 - Proxies da taxa de juros ex ante: SWAP Pré-DI 360 e Selic, séries transformadas (figura elaborada pela autora)

⁴ Fonte: <http://institucional.xpi.com.br/investimentos/produtos-estruturados/Swap.pdf> (Acesso: 23/11/2017)



Para a variável π_t^e , foi utilizada como proxy a inflação esperada para os próximos 6 meses, auferida pelo Boletim Focus⁵. No relatório semanal divulgado pelo Banco Central, há tanto a expectativas de inflação para os próximos 12 meses quanto para os próximos 6 meses anualizada. Essa foi escolhida ao invés daquela, porque se acredita que previsões feitas para uma janela temporal menor são mais acuradas do que aquelas feitas para períodos maiores. Para analisar a variação das expectativas de inflação, essa série foi logaritimizada e, posteriormente, tirada a primeira diferença. A série obtida a partir dessa transformação pode ser vista no gráfico abaixo:

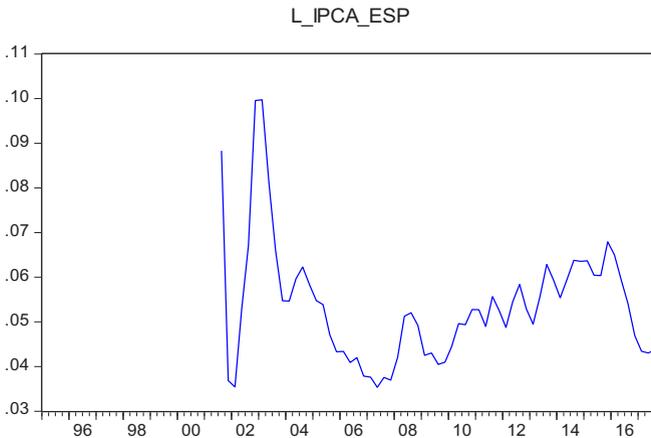


Gráfico 2 - Variação da inflação esperada para os próximos 6 meses anualizada
(gráfico elaborado pela autora)

Como proxy para $\Delta \varepsilon_t$ será utilizada a taxa de câmbio real (TCR) calculada pelo Banco Central a partir de uma cesta de moedas. No primeiro gráfico da figura 3 é possível visualizar a evolução da taxa de câmbio real ao longo dos últimos anos. Depreende-se da análise gráfica que a série não é estacionária. Dito isso, optou-se neste trabalho, pelo uso da primeira diferença do logaritmo da TCR. A série transformada é apresentada pelo segundo gráfico da figura 3⁶.

⁵ Série disponível em: <http://www.bcb.gov.br/pec/GCI/PORT/readout/readout.asp> (Acesso: 23/11/2017)

⁶ Série disponível em <http://www.bcb.gov.br/pt-br/#!/n/SERIESTEMPORAIS>, acesso: 05/12/2017

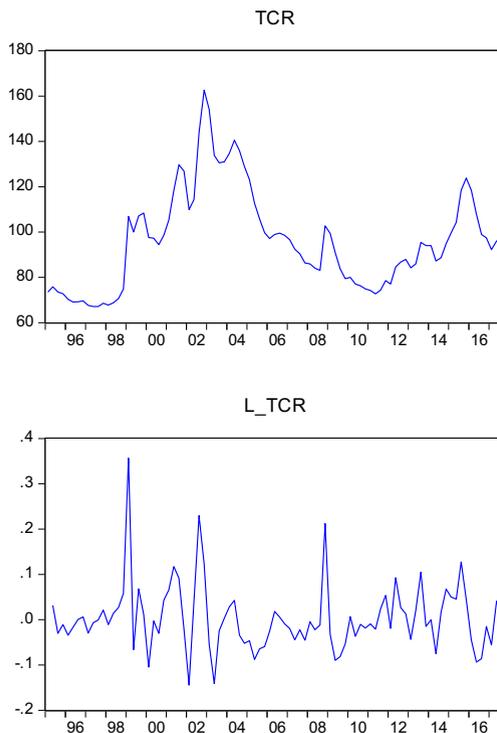


Figura 3 - Taxa de Câmbio Real (TCR) e sua primeira diferença em log
(figura elaborada pela autora)

Como proxy do prêmio de risco, pode-se usar o EMBI+ (Emerging Markets Bonds Index Plus). Esse indicador foi criado pelo grupo JPMorgan e mede a diferença entre o retorno diário de títulos de países emergentes e títulos similares emitidos pelo Tesouro Americano, papéis considerados sem risco⁷. A série do EMBI+ foi, inicialmente, transformada de diária para trimestral, em seguida, foi logaritimizada e, posteriormente, foi tirada a primeira diferença do log. Após todas essas transformações, foi obtida a variação do risco-país, a qual pode ser vista no gráfico abaixo.

⁷ Fonte: <http://www.ipeadata.gov.br/ExibeSerie.aspx?serid=40940&module=M> (acesso: 23/11/2017).

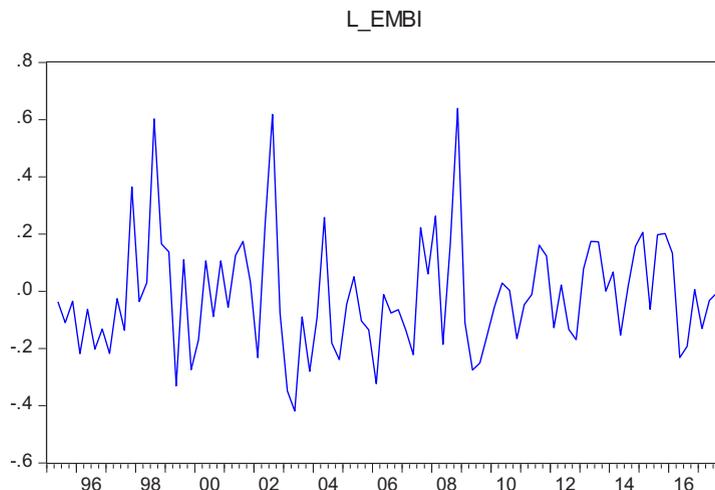


Gráfico 3: Primeira diferença do logaritmo do EMBI+Br
(gráfico elaborado pela autora)

Para estimar Curva de Phillips (CP), além de algumas das variáveis mencionadas anteriormente, é necessário encontrar uma proxy para a inflação observada (π_t). Por abarcar famílias cujo rendimento mensal é de 1 a 40 salários-mínimos, o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) mensal foi escolhido como proxy da inflação efetiva. Este índice é medido pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE)⁸. A fim de evitar distorções causadas por efeitos sazonais sobre o índice de inflação, a série do IPCA foi dessazonalizada, sendo o fator de dessazonalização 1600, pois apesar das séries originais serem mensais, todas as foram transformadas em trimestrais. Após a dessazonalização, o IPCA foi logaritimizado. Para obter a variação da inflação, foi tirada a primeira diferença do log do IPCA dessazonalizado. A trajetória da variação do índice cheio do IPCA pode ser vista no primeiro gráfico da figura 4.

Para além do índice cheio, é possível segmentar o IPCA em dois subgrupos: o IPCA dos preços livres e o IPCA dos monitorados. Dado o comportamento distinto desses dois grupos ao longo do período em foco, essa subdivisão será crucial no exercício econométrico do capítulo 3. A mesma transformação descrita acima para o índice cheio foi

⁸ Série disponível em: https://ww2.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/precos/inpc_ipca/defaultseriesHist.shtm (Acesso: 23/11/2017)



feita para o IPCA dos preços livres e dos monitorados. A primeira diferença do logaritmo dessas duas subdivisões do IPCA, também é apresentada graficamente na figura abaixo:

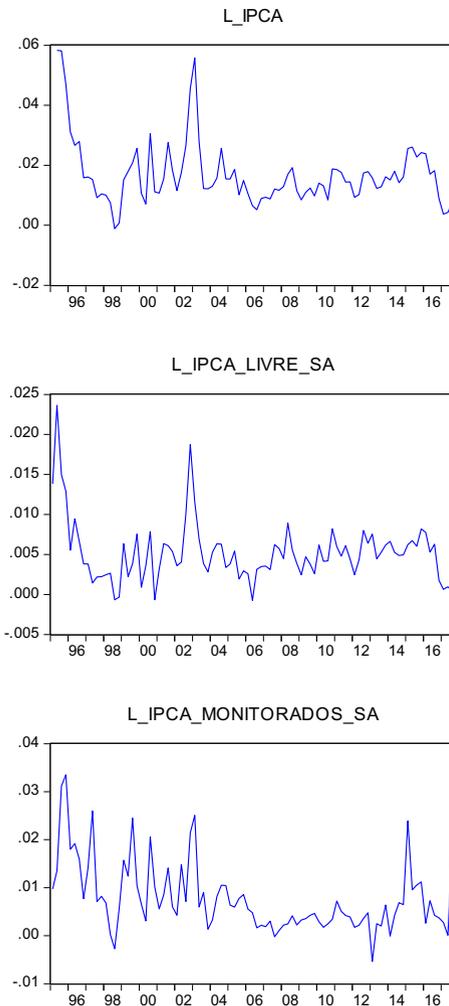


Figura 4 - Variação do IPCA “cheio”, livre e monitorado (figura elaborada pela autora)

3. 2. TRAJETÓRIA DAS VARIÁVEIS DO MODELO ENTRE 2011 E 2017



2.2. TRAJETÓRIA DAS VARIÁVEIS DO MODELO ENTRE 2011 E 2017

Durante todo o governo Dilma, o centro da meta de inflação foi 4,5% ao ano, com uma margem de aceitação de 2% a mais ou a menos. Para que seja alcançado o centro da meta, o IPCA mensal deve ficar em torno de 0,37% a.m. Porém, durante grande parte do governo Dilma, a inflação mensal esteve acima deste valor. Inclusive, a média do IPCA mensal foi de 0,56% a.m. Isto se refletiu na inflação acumulada em 12 meses, o qual ficou acima do centro da meta entre 2011 e 2016: o valor mínimo alcançado por esse índice foi de 4,92% a.a. O valor máximo do IPCA acumulado foi registrado em dezembro de 2015: 10,67% a.a. A média ficou em 6,717% a.a., sendo este valor superior ao teto da meta⁹. Quais são os fatores responsáveis por esse comportamento da inflação? Nos próximos parágrafos, o objetivo será apresentar alguns dados que auxiliam a elucidar esse quadro.

As séries de IPCA dos preços livres e dos administrados tiveram comportamento distinto no governo Dilma: enquanto a inflação dos preços livres pressionou o IPCA para cima de 2011 a 2014, em 2015, por sua vez, foi o IPCA dos preços administrados o que mais pressionou o índice geral de preços. Esta trajetória da inflação pode ser vista na figura 4. Tal discrepância entre preços livres e monitorados ocorreu porque entre 2011 e 2014, tarifas importantes foram controladas, como a energia elétrica e a gasolina, o que se refletiu no nível do IPCA administrados. Já em 2015, houve um amplo reajuste dessas tarifas.

A adoção de metas para a inflação visa ancorar as expectativas dos agentes (ARESTIS; SAWYER, 2008). Durante todo o governo Dilma, a meta de inflação foi de 4,5% a.a. Não obstante, analisando a série do IPCA esperada apresentada no gráfico 2, percebe-se que as expectativas de inflação estiveram acima deste valor durante todo o governo Dilma, visto que, entre 2011 e 2015, o menor valor atingido pelo IPCA esperado foi de 4,89%. Já a média do período ficou em 5,89% a.a. Ou seja, houve um descolamento das expectativas de inflação em relação ao centro da meta. Esse resultado também é apontado pela literatura (CURADO; NASCIMENTO, 2015).

Para lidar com tal descolamento das expectativas em relação ao centro da meta, o receituário preconizado pelo Tripé Macroeconômico prevê que o Banco Central aumente a taxa de juros de curto prazo até que as expectativas retornem para o valor pretendido (ARESTIS et al., 2008). Porém, isto não foi feito durante a gestão Tombini, pois, mesmo em face de expectativas de inflação acima da meta, entre agosto de 2011 e outubro 2012, a Selic foi reduzida em cinco pontos percentuais ao todo. Assim, embora o Brasil não tenha

⁹ Valores obtidos pela autora utilizando o programa econométrico R (série de dados de inflação disponível no site do IPEA <http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>, acesso: 30/11/2017).



abandonado oficialmente o tripé macroeconômico, ele foi flexibilizado, já que o Banco Central apresentou maior tolerância com a inflação (CURADO; NASCIMENTO, 2015).

Outra variável fundamental para entender o comportamento da inflação brasileira no governo Dilma é a taxa de câmbio. Conforme pode ser visto no primeiro gráfico da figura 3, entre 2011 e 2016, o câmbio sofreu pungente desvalorização. Tal choque cambial impacta o IPCA devido ao “efeito pass through”: quando o Real perde valor frente a outras moedas, as importações de bens de capital, intermediários e finais ficam mais caras, impactando diretamente o IPCA, via elevação de preços dos bens finais, e indiretamente, por meio do aumento dos custos de produção (BLANCHARD, 2007).

Em 2015 se avolumou a instabilidade política e macroeconômica. Esse cenário de crise política e econômica se refletiu no prêmio de risco dos títulos brasileiros. Pela Paridade Descoberta da Taxa de Juros (equação 20 do capítulo 1), a taxa de juros brasileira ($\bar{i}_{h,t-1}$) é igual à taxa de juros externa ($\bar{i}_{f,t}$) somada a um prêmio de risco (\bar{p}) e à desvalorização esperada do Real frente ao Dólar ($e_t^e - e_{t-1}$). Conforme já foi dito no capítulo 1, se e_t^e e $\bar{i}_{f,t}$ estiverem constantes, um aumento do risco país acarreta a desvalorização do câmbio. Como em 2015 o EMBI+Br variou de 289 para 516 pontos, a desvalorização de 30% verificada naquele ano é em grande medida explicada pelo aumento do risco país.¹⁰

O terceiro gráfico da figura 1 mostra o hiato do produto. Entre meados de 2013 e fins de 2014, o hiato do PIB foi positivo, tornando-se negativo em 2015, dada a recessão econômica instalada no Brasil. Pela Curva de Phillips, um hiato positivo implica pressão da demanda agregada sobre o nível de preços. Similarmente ao hiato do produto, a demanda agregada estava sob pressão no início do governo Dilma pela baixa taxa de desocupação. Tal comportamento do desemprego pode ser visto no gráfico 1. No início do governo Dilma, a taxa de desocupação medida pela PNAD Contínua Extrapolada era 7,7% e, no final, em maio de 2016, já estava em 11,2%. Portanto, houve aumento do desemprego ao longo do governo Dilma, sendo esse aumento resultado da crise política e econômica atual.

Michel Temer assumiu a Presidência da República interinamente em maio de 2016 e de forma definitiva em 31 de agosto de 2016, quando foi concluído o processo de impeachment contra a Presidente Dilma. Desde então, a taxa de inflação acumulada em 12 meses apresentou queda contínua, saindo de um patamar de 8,97% em agosto de 2016 para 2,70% em outubro de 2017. Já o PIB continuou sua trajetória de queda, culminando em 12

¹⁰ Em janeiro de 2015, a TCR era 93,33 e em dezembro, 122,14 (Fonte: Banco Central do Brasil, disponível em: <https://www3.bcb.gov.br/srgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>, acesso: 04/12/2017).



trimestres seguidos de retração. Tal trajetória apenas foi interrompida no primeiro trimestre em 2017. Esta melhora tímida do PIB apenas neste ano se refletiu na também tímida melhora da taxa de desemprego: em setembro de 2017, a PNAD Contínua ficou em 12,4%, sendo este resultado melhor que o de março de 2017, quando o desemprego atingiu o pico de 13,7%, mas pior que o verificado no primeiro mês da gestão Temer (11,8% em setembro de 2016).

Ainda em 2015, o Conselho Monetário Nacional (CMN) reduziu a margem de tolerância para o IPCA de 2017 para 1,5% e manteve o centro da meta de 4,5. Em sua reunião de 2017, o CMN deliberou pela redução do centro da meta: será de 4,25% em 2018 e de 4% em 2020¹¹. Pelo último relatório do Boletim Focus (publicado em 17/11/2017), a média das expectativas de inflação para 2017 é 3,05% e de 2018, 4,12%¹². Se essas expectativas se concretizarem, nos dois anos a inflação ficará abaixo do centro da meta.

Essa queda expressiva da inflação foi influenciada sobremaneira pela queda do preço dos alimentos. Entre 2014 e 2015, o IPCA deste subitem apresentou tendência ascendente. Em 2016, essa trajetória se tornou declinante, culminando, em 2017, numa deflação. Este comportamento do IPCA dos alimentos é ilustrado pelo gráfico abaixo. Para anular efeitos sazonais, a série foi dessazonalizada (fator de dessazonalização 14400)¹³.

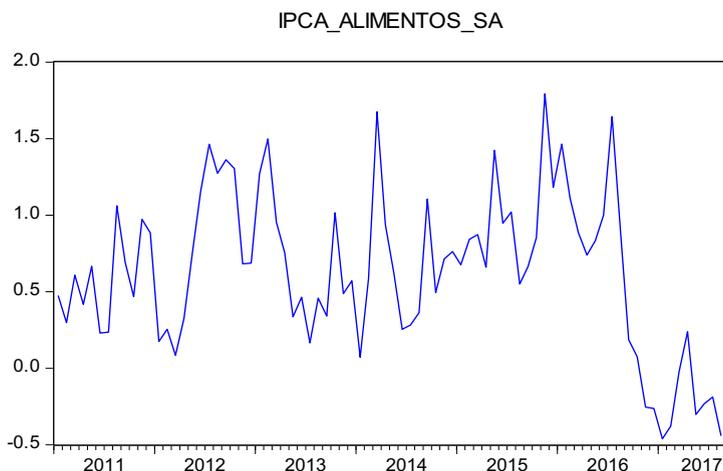


Gráfico 4: IPCA dos alimentos (% a.m.) (gráfico elaborado pela autora)

¹¹ Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/Pec/relinf/Normativos.asp> (acesso: 30/11/2017)

¹² Boletim Focus disponível em: <http://www.bcb.gov.br/pec/GCI/PORT/readout/readout.asp> (acesso 30/11/2017)

¹³ Os dados brutos do IPCA dos alimentos foram obtidos no site do Banco Central <https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries> (acesso: 13/12/2017)



Outro fator que contribuiu para a queda da inflação foi a valorização do câmbio. A TCR se valorizou aproximadamente 1,7%, entre setembro de 2016 e agosto de 2017. O risco-país medido pelo indicador EMBI+ BR também apresentou melhora, caindo de 318 em setembro de 2016 para 214 em outubro de 2017. Tal variação representa um queda de 24%.

Pelo que foi apresentado, há inúmeros fatores que contribuíram para a redução da inflação no governo Temer. Primeiramente, a taxa de desemprego elevada implica uma demanda agregada desaquecida contribuindo para a queda a inflação. Com isso, há capacidade ociosa, o que pode ser verificado num hiato do produto negativo, conforme pode ser visto na figura 1. Por outro lado, a valorização do câmbio contribui para a queda da inflação pelo “efeito pass through”: quando a moeda nacional se valoriza, as importações se tornam mais baratas, possibilitando maior absorção doméstica de bens e serviços importados. Por fim, a queda das expectativas de inflação é repassada para a inflação efetiva via Curva de Phillips. Por seu turno, é possível interpretar a queda do risco-país como uma melhora generalizada de expectativas, o que influencia positivamente o nível de atividade e a inflação.

No último encontro do Copom (publicado em 31/10/2017), a taxa Selic foi reduzida para 7,5% a.a. e, no relatório, foi sinalizado que o Banco Central pode reduzir ainda mais a taxa de juros nas próximas reuniões. Conforme já foi visto na seção anterior, o valor mínimo alcançado pela Selic foi de 7,25%, verificada no primeiro mandato do governo Dilma entre novembro de 2012 e março de 2013. Ao contrário da redução dos juros feita por Dilma, a diminuição atual da Selic é concomitante à queda do IPCA e do IPCA esperado, além de ocorrer num momento em que há capacidade ociosa.

4. ANÁLISE ECONOMÉTRICA USANDO FUNÇÕES IMPULSOS-RESPOSTAS

O Modelo IS-CP-RM é um modelo de equações simultâneas. Por isso e por ter variáveis defasadas, há um problema de endogeneidade, sendo necessário usar uma metodologia que considere isso (ENDERS, 2015). Assim, optou-se pelo uso de um Vetor Autorregressivo (VAR), conforme definido por Enders (2015).

Neste capítulo, o objetivo é avaliar como as variáveis que constituem o Modelo de Três Equações se impactaram mutuamente no período compreendido entre o primeiro



trimestre de 2000 e o terceiro trimestre de 2017, focalizando em especial o período 2011 a 2017. Para isso, serão esboçados gráficos impulsos respostas, considerando como impulsos: 1) uma desvalorização cambial; 2) um choque de oferta que incida sobre os preços monitorados; 3) um choque de demanda que eleve o hiato do produto; 4) um choque sobre o risco-país.

Para estimar o VAR, foram considerando endógenas as seguintes variáveis: o hiato do PIB, a taxa de câmbio real, a Selic, o EMBI+, o IPCA dos preços livres, o IPCA dos preços monitorados e o esperado. O câmbio, o EMBI e as taxas de inflação foram dessazonalizadas (fator de dessazonalização: 1600) e, posteriormente, todas elas foram logaritmizadas. Para analisar a variação dessas séries ao longo do tempo, foi tirada a primeira diferença do log de cada uma. A série do PIB passou pelo mesmo processo e, então, para obter o hiato, foi utilizado um filtro HP. Quanto às proxies da taxa de juros, foi somada uma unidade à taxa Selic e ao SWAP Pré-DI 360 e, depois, essas somas foram logaritmizadas. Com essas transformações, as taxas de crescimento das variáveis são focalizadas. Quanto às variáveis exógenas, foram adicionadas três dummies: uma para 2002, outra para 2008 e, por fim, uma terceira para 2015.

Inicialmente, foi feito um teste para ver o número ideal de “lags”. Como pelos critérios LogL e LR quanto mais lags melhor, para a decisão do número de “lags” foram considerados apenas aqueles critérios que penalizam a perda de graus de liberdade: FPE, AIC, SC e HQ. Como por FPE e AIC o ideal são quatro “lags” e por SC e HQ, dois “lags”, não houve uma resposta clara sobre qual o número ideal de defasagens. Porém, vale notar que ao se trabalhar com apenas dois “lags”, não se capturam efeitos um ano a frente de um choque. Assim, para analisar efeitos que demoram cerca de um ano para serem sentidos, o VAR estimado terá quatro “lags”. Os resultados do VAR podem ser vistos no anexo 1.

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: L_IPCA_LIVRE_SA L_IPCA_MONITORADOS_SA L_IPCA_ESP L_TCR L_SWAP HIATO_PIB EMBI

Exogenous variables: C D2002 D2008 D2015

Sample: 2000Q1 2017Q3

Included observations: 60

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	342.8633	NA	6.53e-14	-10.49544	-9.518084	-10.11315
1	654.2638	508.6207	1.07e-17	-19.24213	-16.55438*	-18.19080*
2	706.3940	72.98236	1.07e-17	-19.34647	-14.94834	-17.62612
3	756.2494	58.16457	1.33e-17	-19.37498	-13.26647	-16.98561
4	830.8539	69.63093*	9.15e-18*	-20.22846*	-12.40958	-17.17007



* indicates lag order selected by the criterion
 LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
 FPE: Final prediction error
 AIC: Akaike information criterion
 SC: Schwarz information criterion
 HQ: Hannan-Quinn information criterion

Tabela 1 - Teste para a seleção do número de “lags” (tabela elaborada pela autora)

Posteriormente à decisão do número ideal de “lags”, foi feito um Teste de Causalidade de Granger¹⁴ para saber se algum choque numa variável tendia a preceder a variação de outra. A 5% de significância, pode-se afirmar que alterações do hiato Granger-causam mudanças no EMBI+ e na Selic; variações na taxa de câmbio real Granger-causam choques no IPCA livre e no esperado. Já alterações nas expectativas de inflação precedem variações do IPCA dos preços monitorados e no livre. Por seu turno, choques no SWAP causam no sentido de Granger mudanças no IPCA livre, no monitorado, no esperado e na Selic. Por conseguinte, o SWAP antecipa a Selic, sendo esta a razão pela qual se optou por adotá-lo como proxy dos juros ao invés da Selic.

Pairwise Granger Causality Tests
 Sample: 1995Q1 2017Q3
 Lags: 4

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
L_TCR does not Granger Cause L_EMBI	86	1.60823	0.1807
L_EMBI does not Granger Cause L_TCR		1.11157	0.3572
L_SWAP does not Granger Cause L_EMBI	68	1.60271	0.1856
L_EMBI does not Granger Cause L_SWAP		1.13703	0.3480
L_SELIC does not Granger Cause L_EMBI	81	1.01877	0.4035
L_EMBI does not Granger Cause L_SELIC		1.43160	0.2323
L_IPCA_MONITORADOS_SA does not Granger Cause L_EMBI	86	1.19999	0.3177
L_EMBI does not Granger Cause L_IPCA_MONITORADOS_SA		1.98373	0.1053
L_IPCA_LIVRE_SA does not Granger Cause L_EMBI	86	0.97706	0.4251
L_EMBI does not Granger Cause L_IPCA_LIVRE_SA		2.46542	*0.0519
L_IPCA_ESP does not Granger Cause L_EMBI	61	1.82949	0.1372
L_EMBI does not Granger Cause L_IPCA_ESP		2.05576	0.1001
HIATO_PIB does not Granger Cause L_EMBI	85	3.15984	**0.0186
L_EMBI does not Granger Cause HIATO_PIB		0.82988	0.5103
L_SWAP does not Granger Cause L_TCR	68	1.15881	0.3382
L_TCR does not Granger Cause L_SWAP		0.43886	0.7800

¹⁴ A hipótese nula de um Teste de Causalidade de Granger é que os valores passados de uma variável explicativa, {y}, não afeta contemporaneamente a variável explicada, {z}. Ou seja, se a hipótese nula for rejeitada a um nível de significância de 5% (valor arbitrário), pode-se dizer que {y} precede {z}, logo {y} ajuda a explicar {z} (ENDERS, 2015, pp. 306).



L_SELIC does not Granger Cause L_TCR	81	0.88754	0.4759
L_TCR does not Granger Cause L_SELIC		0.26362	0.9004
L_IPCA_MONITORADOS_SA does not Granger Cause L_TCR	86	0.27054	0.8961
L_TCR does not Granger Cause L_IPCA_MONITORADOS_SA		2.28592	*0.0676
L_IPCA_LIVRE_SA does not Granger Cause L_TCR	86	1.47945	0.2166
L_TCR does not Granger Cause L_IPCA_LIVRE_SA		2.54633	**0.0460
L_IPCA_ESP does not Granger Cause L_TCR	61	1.36570	0.2586
L_TCR does not Granger Cause L_IPCA_ESP		2.92125	**0.0297
HIATO_PIB does not Granger Cause L_TCR	85	1.30197	0.2769
L_TCR does not Granger Cause HIATO_PIB		0.96316	0.4327
L_SELIC does not Granger Cause L_SWAP	68	1.02009	0.4045
L_SWAP does not Granger Cause L_SELIC		12.1893	***3.E-07
L_IPCA_MONITORADOS_SA does not Granger Cause L_SWAP	68	2.04472	0.0997
L_SWAP does not Granger Cause L_IPCA_MONITORADOS_SA		6.01078	***0.0004
L_IPCA_LIVRE_SA does not Granger Cause L_SWAP	68	0.68802	0.6031
L_SWAP does not Granger Cause L_IPCA_LIVRE_SA		3.38708	**0.0146
L_IPCA_ESP does not Granger Cause L_SWAP	60	1.98728	0.1104
L_SWAP does not Granger Cause L_IPCA_ESP		2.65557	**0.0433
HIATO_PIB does not Granger Cause L_SWAP	68	2.08294	*0.0944
L_SWAP does not Granger Cause HIATO_PIB		2.02045	0.1032
L_IPCA_MONITORADOS_SA does not Granger Cause L_SELIC	81	1.66109	0.1685
L_SELIC does not Granger Cause L_IPCA_MONITORADOS_SA		1.38033	0.2493
L_IPCA_LIVRE_SA does not Granger Cause L_SELIC	81	1.22443	0.3081
L_SELIC does not Granger Cause L_IPCA_LIVRE_SA		0.80753	0.5244
L_IPCA_ESP does not Granger Cause L_SELIC	61	2.19689	*0.0821
L_SELIC does not Granger Cause L_IPCA_ESP		0.07673	0.9890
HIATO_PIB does not Granger Cause L_SELIC	80	3.41967	**0.0129
L_SELIC does not Granger Cause HIATO_PIB		1.28989	0.2822
L_IPCA_LIVRE_SA does not Granger Cause L_IPCA_MONITORADOS_SA	87	1.96812	0.1076
L_IPCA_MONITORADOS_SA does not Granger Cause L_IPCA_LIVRE_SA		0.10574	0.9802
L_IPCA_ESP does not Granger Cause L_IPCA_MONITORADOS_SA	61	5.95363	***0.0005
L_IPCA_MONITORADOS_SA does not Granger Cause L_IPCA_ESP		2.24966	*0.0762
HIATO_PIB does not Granger Cause L_IPCA_MONITORADOS_SA	86	0.27253	0.8948
L_IPCA_MONITORADOS_SA does not Granger Cause HIATO_PIB		0.53419	0.7110
L_IPCA_ESP does not Granger Cause L_IPCA_LIVRE_SA	61	3.04358	**0.0250
L_IPCA_LIVRE_SA does not Granger Cause L_IPCA_ESP		0.60677	0.6595
HIATO_PIB does not Granger Cause L_IPCA_LIVRE_SA	86	1.07663	0.3740
L_IPCA_LIVRE_SA does not Granger Cause HIATO_PIB		1.86806	0.1246
HIATO_PIB does not Granger Cause L_IPCA_ESP	60	0.59355	0.6689
L_IPCA_ESP does not Granger Cause HIATO_PIB		1.08006	0.3762



*p<0.10, **p<0.05,***p<0.01

Tabela 2 - Teste de Causalidade de Granger aos pares (tabela elaborada pela autora)

Na seção 1 deste trabalho será dado um choque de um desvio padrão na taxa de câmbio real. Nas seções 2 e 3 serão analisados respectivamente, um choque de oferta (via aumento do IPCA dos preços administrados) e um choque de demanda (aumento do hiato do PIB). Na seção 4 será analisado um choque sobre o EMBI+. O resultado de cada choque será apresentado por gráficos impulsos-respostas. Ao final de cada seção, serão apresentadas as respostas acumuladas do hiato e do IPCA dos preços livres ao choque em questão e uma tabela resumo com todas as respostas geradas pelo impulso. Nesta tabela resumo, constarão o “sinal” da resposta (positivo ou negativo) e o tempo demandado para o choque se dispersar.

4.1. CHOQUE CAMBIAL

Nesta seção, será dado um aumento de um desvio padrão sobre a taxa de câmbio real. A resposta da taxa de câmbio real a um choque cambial pode ser descrita pelo gráfico abaixo. Nele, nota-se que efeito do choque é fugaz e a série converge com oscilações.

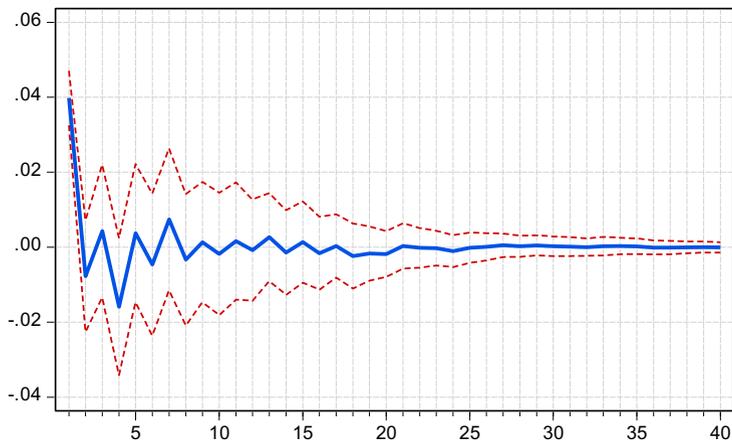
Response of L_TCR to Nonfactorized
One S.D. L_TCR Innovation

Gráfico 5 - Resposta do Câmbio a um choque de um desvio padrão nele mesmo
(gráfico elaborado pela autora)

A escolha do câmbio como impulso se deve ao chamado “efeito pass-through”: dada uma desvalorização do Real frente ao Dólar, os bens de capital, os intermediários, os finais, os insumos e os serviços importados ficaram mais caros, o que impacta o nível de preços doméstico (BLANCHARD, 2007). Este efeito tem sido apontado pela literatura como importante para explicar a inflação brasileira (SCHETTINI et al., 2012), logo ele foi escolhido como o primeiro choque a ser analisado. A resposta do IPCA dos preços livres à desvalorização de um desvio padrão do câmbio real pode ser vista na figura abaixo:



Response of L_IPCA_LIVRE_SA to Nonfactorized
One S.D. L_TCR Innovation

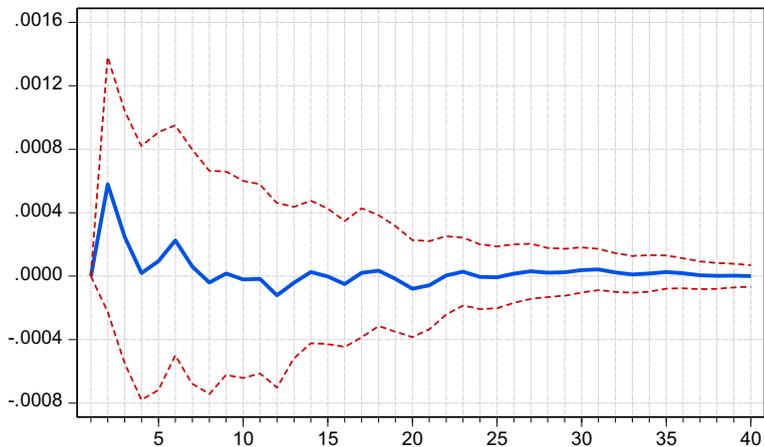


Gráfico 6 - Resposta do IPCA livre a um choque de um desvio padrão no câmbio real
(figura elaborada pela autora)

Pelo gráfico de impulso-resposta, infere-se que a inflação livre tende a aumentar (responde positivamente) quando ocorre uma desvalorização cambial. Após nove trimestres, os efeitos do choque já não são mais perceptíveis.

A resposta do SWAP a choque cambial pode ser vista na figura abaixo:

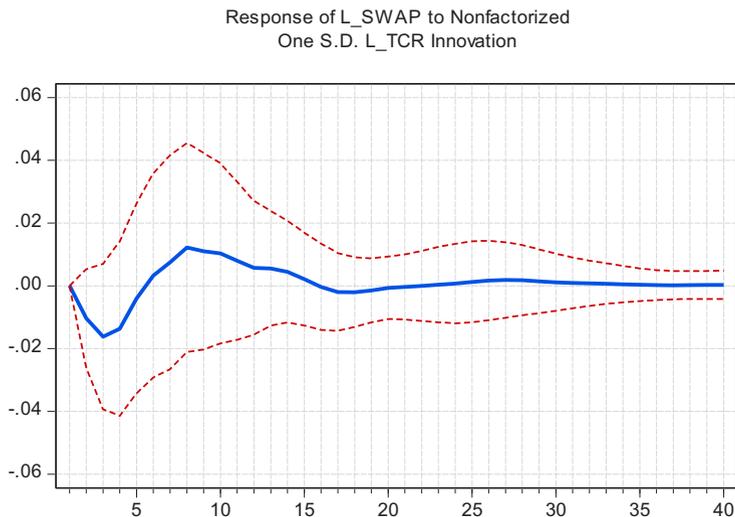


Gráfico 7 - Resposta do SWAP a um choque de um desvio padrão no câmbio real
(figura elaborada pela autora)

Num primeiro momento SWAP tende a cair quando ocorre uma desvalorização cambial. Este resultado é compatível com a Teoria da Paridade Descoberta da Taxa de Juros (equação 26): tomando como constantes a taxa de câmbio esperada de longo prazo, a taxa de juros internacional, a taxa de inflação doméstica e a externa, se o câmbio se desvaloriza, o diferencial entre o câmbio efetivo e o de longo prazo diminui, isto é a diferença $(\varepsilon_t^e - \varepsilon_{t-1})$ se reduz, logo, para manter a igualdade entre os dois lados da equação, a taxa de juros interna também diminui. Por outro lado, o SWAP tende a ter leve alta após seis períodos, visto que após esse período, a inflação já não é mais constante, como pode ser visto no gráfico 6. Logo, o SWAP aumenta porque antecipa uma alta da Selic em resposta ao aumento da inflação dos preços livres.

A figura abaixo mostra como o hiato do PIB reage a uma variação de um desvio padrão do câmbio real:



Response of HIATO_PIB to Nonfactorized
One S.D. L_TCR Innovation

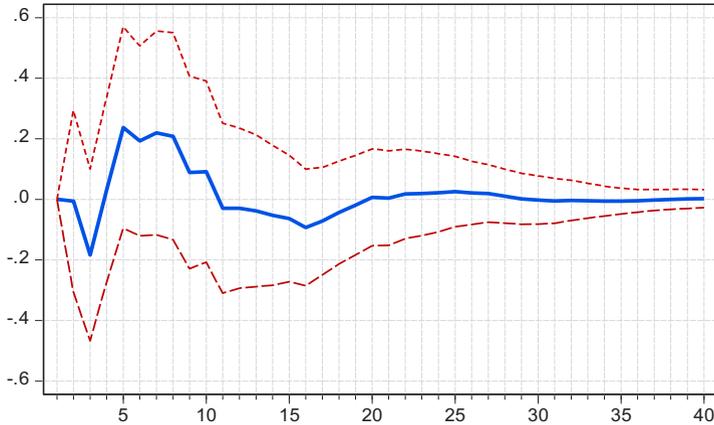


Gráfico 8 - Resposta do hiato do produto a um choque de um desvio padrão no câmbio real (figura elaborada pela autora)

Inicialmente, o hiato do PIB tende a cair após um choque cambial: isto é, o nível de atividade interna é prejudicado quando os bens e serviços importados se tornam mais caros. Após o 4º trimestre, o hiato começa a reagir positivamente. Esse resultado é compatível com a condição de Marshall-Lerner (BLANCHARD, 2007, p. 381; SALVATORE, 2000, p. 299-300.)¹⁵: se o módulo da elasticidade das exportações somado ao módulo da elasticidade das importações for maior que um, após certo tempo, uma desvalorização cambial irá aumentar as exportações líquidas e deslocar a curva IS para direita. Isto é, as exportações líquidas se comportam segundo uma curva cujo formato se assemelha à letra “J”. Esse deslocamento da IS por sua vez leva a um aumento do nível do produto, o que impacta positivamente o hiato.

¹⁵ As exportações líquidas são por definição: $NX \equiv X - IM/\varepsilon$. Diferenciando com relação à ε , o resultado é:

$$\frac{dNX(\varepsilon)}{d\varepsilon} = \frac{dX(\varepsilon)}{d\varepsilon} - \varepsilon \frac{dIM(\varepsilon)}{d\varepsilon} - M$$

Multiplicando tudo por $\frac{1}{d\varepsilon}$ e dividindo por X: $\frac{dNX}{X} = \frac{dX}{X} - \frac{\varepsilon dIM}{X} - \frac{IMd\varepsilon}{X}$

Caso $NX=0$, $X=\varepsilon IM$. Logo: $0 = \frac{dX}{X} - \frac{\varepsilon dIM}{\varepsilon IM} - \frac{IMd\varepsilon}{\varepsilon IM} = \frac{dX}{X} - \frac{dIM}{IM} - \frac{d\varepsilon}{\varepsilon}$

Disso decorre a Condição de Marshall-Lerner: $\frac{dX}{X} - \frac{dIM}{IM} > \frac{d\varepsilon}{\varepsilon}$. Em elasticidades: $\frac{dX}{X} \frac{\varepsilon}{d\varepsilon} + \frac{dIM}{IM} \frac{\varepsilon}{d\varepsilon} > 1$.

Portanto, uma desvalorização cambial leva a um aumento das exportações líquidas se o somatório dos módulos das elasticidades das exportações e das importações for maior que a unidade. (NOTAS DE AULA, 2017b; BLANCHARD, 2007, p. 393)



A resposta do IPCA dos preços monitorados a uma desvalorização cambial pode ser analisada pelo gráfico impulso-resposta a seguir:

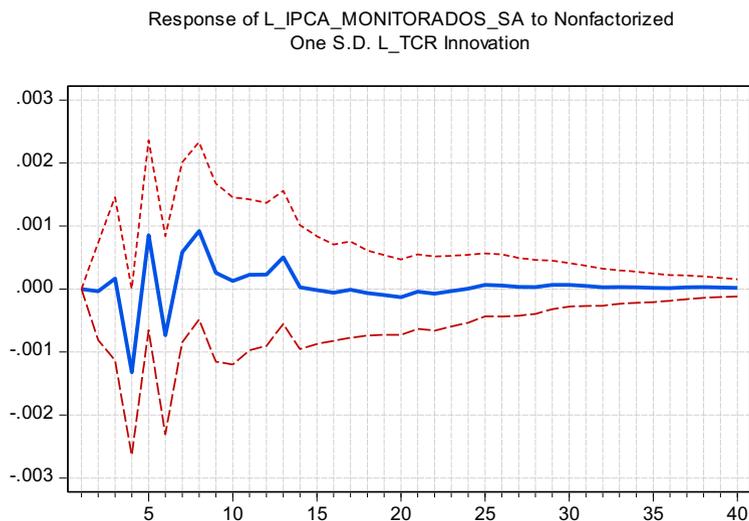


Gráfico 9 - Resposta do IPCA monitorado a um choque de um desvio padrão no câmbio real (figura elaborada pela autora)

Logo após uma desvalorização cambial, o IPCA dos preços monitorados tende a cair devido a uma mudança nos preços relativos. Como o IPCA livre aumenta logo após a desvalorização, enquanto os reajustes dos preços administrados ocorrem apenas um ano depois, os produtos cujos preços são livres ficam relativamente mais caros do que aqueles cujo preço é monitorado. Disso decorre a queda do IPCA dos administrados nos primeiros 4 trimestres. A partir do 5º trimestre, esses preços são reajustados e o seu IPCA volta a subir. Após 14 trimestres, o choque se dissipa completamente.

A resposta do IPCA esperado pode ser vista no gráfico impulso-resposta a seguir:



Response of L_IPCA_ESP to Nonfactorized
One S.D. L_TCR Innovation

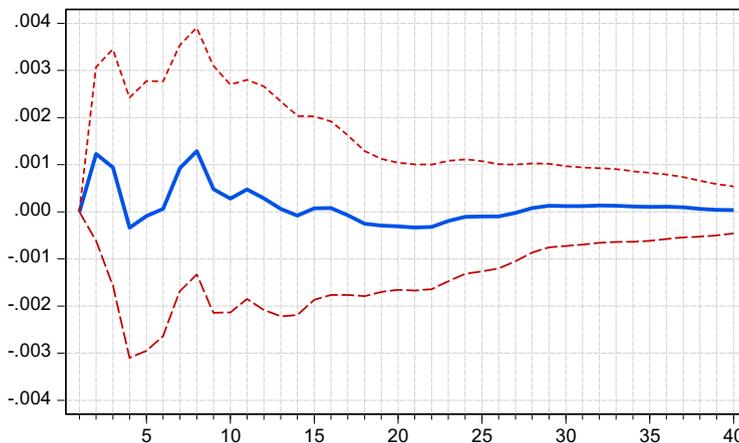
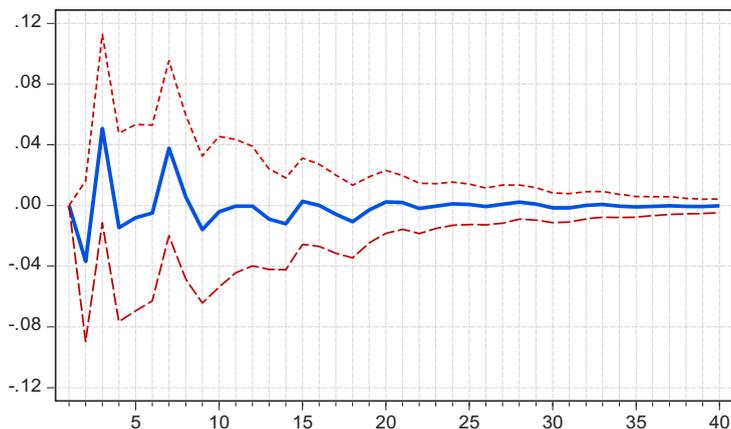


Gráfico 10 - Resposta do IPCA esperado a um choque de um desvio padrão no câmbio real
(figura elaborada pela autora)

O IPCA esperado tende a aumentar em face de um choque cambial. Como nos primeiros trimestres apenas o IPCA dos preços livres aumenta, pode-se inferir que seu aumento inicial adianta uma alta dos preços de mercado. Posteriormente, ele também antecipa aumentos dos preços monitorados, visto que esses são reajustados após um ano do choque. Em 15 trimestres, o choque cambial já não é mais sentido e a variação das expectativas de inflação volta a convergir.

O risco-país medido pelo EMBI+ tende a cair no curtíssimo prazo após um choque cambial e, posteriormente, ele se eleva. A tendência ascendente é mais acentuada que a descendente, logo aquela predomina sobre essa. Portanto, quanto ocorre uma desvalorização, o risco-país aumenta. Esse fenômeno pode ser visto no gráfico 11.

Response of L_EMBI to Nonfactorized
One S.D. L_TCR InnovationGráfico 11: Resposta do EMBI+ a um choque de um desvio padrão no câmbio real
(gráfico elaborado pela autora)

A partir das respostas analisadas acima, é possível construir a seguinte tabela
resumo:

CHOQUE CAMBIAL		
	direção do impacto	nº de trimestres necessário para dispersar o choque
IPCA livre	positivo	9
IPCA monitorado	negativo/positivo	8
IPCA esperado	positivo	15
Câmbio	oscilante	10
SWAP	negativo/positivo	15
Hiato	negativo/positivo	20
EMBI+	positivo	20

Tabela 3 - Tabela-Resumo das respostas ao choque cambial¹⁶ (tabela elaborada pela autora)

¹⁶ A diferença entre as categorias “oscilante” e “positivo/negativo” é que na primeira, não é possível inferir se a resposta é positiva ou negativa, pois o desvio padrão é grande e simétrico em torno do eixo temporal. Já na segunda, há inicialmente clara tendência positiva e, após algum tempo, clara tendência negativa.



Para analisar se no longo prazo o choque cambial tem caráter recessivo ou expansionista, inflacionário ou deflacionário, foi estimada a resposta acumulada do hiato e do IPCA livre a um choque de um desvio padrão sobre a TCR. A partir dessa estimação, foi construído um gráfico com as respostas acumuladas, no qual se pode avaliar o impacto permanente do choque cambial sobre o nível do produto e da inflação.

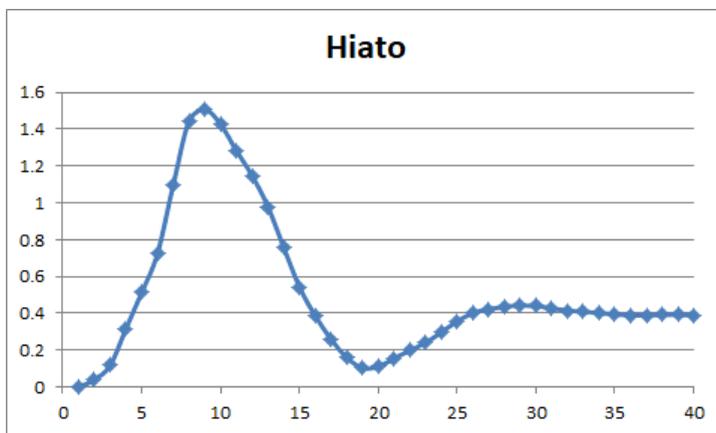


Gráfico 12: Resposta acumulada do hiato ao choque cambial
(figura elaborada pela autora)

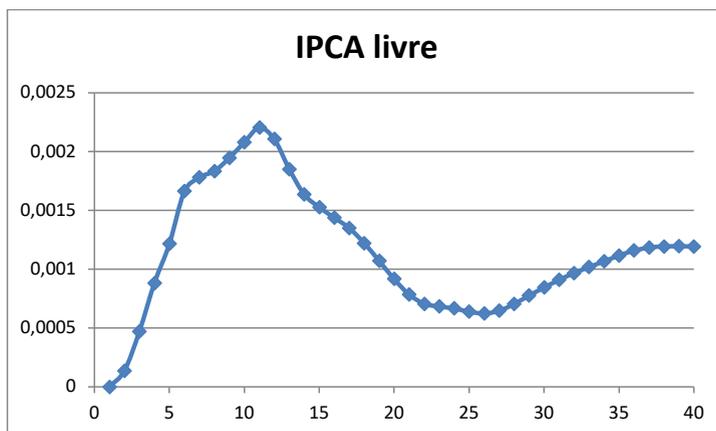


Gráfico 13: Resposta acumulada do IPCA livre ao choque cambial
(figura elaborada pela autora)



Pelos gráficos impulsos-respostas acima, infere-se que o choque cambial tem impacto inflacionário e expansionista tanto no longo quanto no curto prazo. A longo prazo, o hiato permaneceu acima de zero, o que é um resultado estranho, pois se espera que ele convirja para zero. Já a inflação se estabiliza num nível mais elevado: acima 0,1% do inicial. Portanto o choque cambial é inflacionário e expansionista.

4.2. CHOQUE DE OFERTA SOBRE OS PREÇOS MONITORADOS

O impacto de um choque do IPCA dos preços monitorados sobre si próprio é ilustrado pelo gráfico 14. Nele, nota-se que o decaimento é relativamente rápido, ocorrendo em apenas por três períodos. Entretanto, o choque demora cerca de 12 períodos para dissipar completamente.

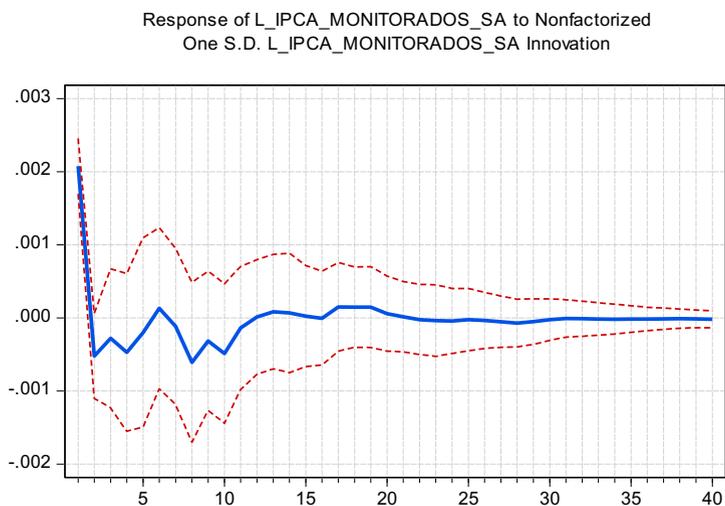


Gráfico 14 - Resposta do IPCA monitorado a um choque de um desvio padrão nele mesmo
(gráfico elaborado pela autora)

Em face de um choque dos preços administrados, o hiato do produto responde segundo o gráfico impulso-resposta apresentado no gráfico 15:



Response of HIATO_PIB to Nonfactorized
One S.D. L_IPCA_MONITORADOS_SA Innovation

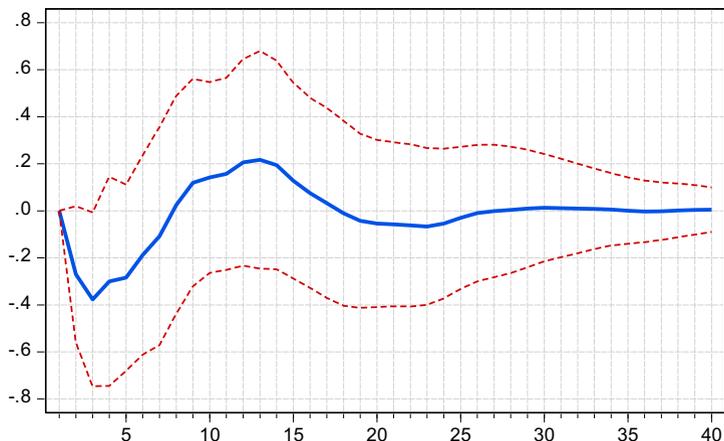


Gráfico 15 - Resposta do hiato a um choque de um desvio padrão no IPCA monitorado
(gráfico elaborado pela autora)

Analisando a função impulso-reposta, percebe-se que o hiato tende a cair inicialmente, o que simboliza uma queda do nível de atividade econômica. Isso pode ser explicado pela hipótese keynesiana de salários nominais rígidos (MANKIWI, 1990). Assumindo essa hipótese, quando ocorre inflação, há uma redução do poder de compra dos salários, pois o mesmo saldo monetário é incapaz de comprar a mesma cesta de bens. Dessa forma, verifica-se uma diminuição do consumo e, como consequência, um deslocamento para a esquerda da curva IS, o que se traduz numa queda de curto prazo do hiato do produto.

Em resposta a essa queda do hiato do produto, o swap tende a cair quando ocorre uma alta dos preços monitorados. Isso pode ser visto no gráfico impulso-resposta abaixo. Com a queda da taxa de juros, há um novo aumento do nível de atividade econômica e o hiato se torna positivo a partir do 8º trimestre.

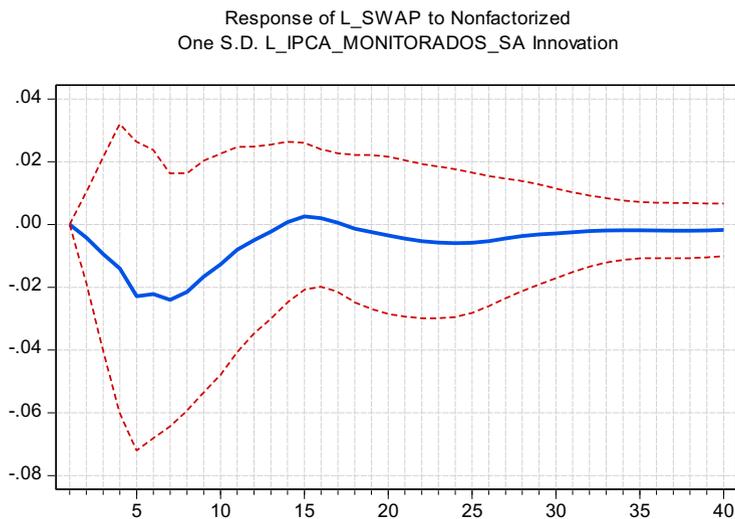


Gráfico 16 - Resposta do SWAP a um choque de um desvio padrão no IPCA monitorado
(gráfico elaborado pela autora)

Após 10 trimestres, a resposta do SWAP a um choque de oferta dos preços administrados se torna imperceptível, visto que passa a oscilar em torno de zero. Já o IPCA dos preços livres reage a um choque de oferta dos administrados segundo o gráfico impulso-resposta:

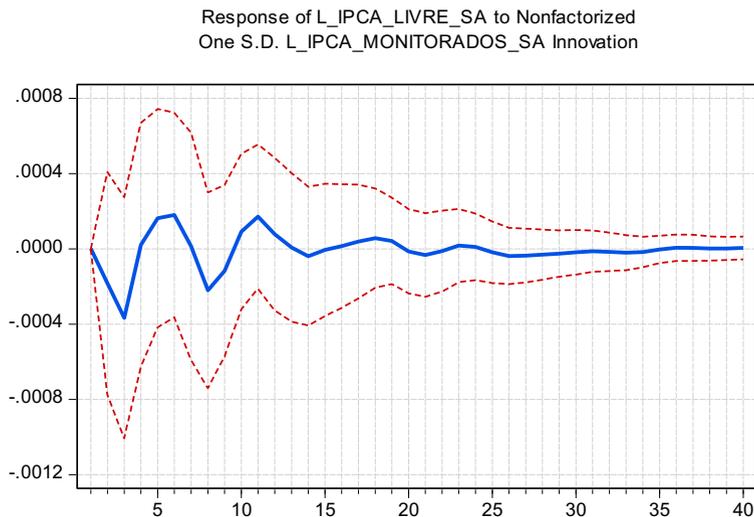


Gráfico 17 - Resposta do IPCA livre a um choque de um desvio padrão no IPCA monitorado
(gráfico elaborado pela autora)

Nos primeiros períodos após o choque de oferta, o IPCA dos preços livres cai. Provavelmente, este comportamento decorre da redução do nível de atividade, simbolizada pela diminuição do hiato do produto, conforme já foi visto anteriormente. Após o 4º período, o IPCA dos preços livres passa a apresentar tendência ascendente. Após 12 trimestres, já não há mais resposta para o choque temporário dos preços administrados.

As expectativas de inflação se comportam conforme a seguinte figura:



Response of L_IPCA_ESP to Nonfactorized
One S.D. L_IPCA_MONITORADOS_SA Innovation

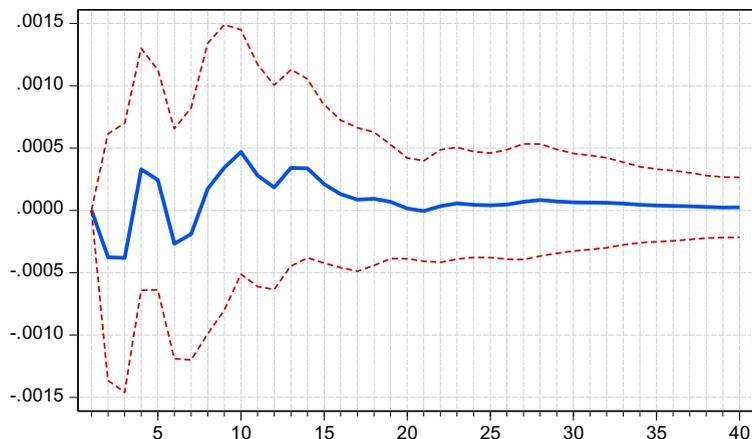


Gráfico 18 - Resposta do IPCA esperado a um choque de um desvio padrão no IPCA monitorado
(gráfico elaborado pela autora)

Inicialmente, o IPCA esperado se reduz frente a um choque dos preços administrados. Esse comportamento das expectativas de inflação é consistente com a resposta do IPCA livre: ambos tendem a cair nos primeiros períodos subsequentes ao choque. Tal qual a inflação dos preços livres, o IPCA esperado se torna crescente após o 4º período. A partir do 6º trimestre, ele volta a cair, aumentando de novo após o 9º.

Por fim, a taxa de câmbio real segue a trajetória descrita pela figura abaixo quando ocorre um choque de oferta do IPCA monitorado:



Response of L_TCR to Nonfactorized
One S.D. L_IPCA_MONITORADOS_SA Innovation

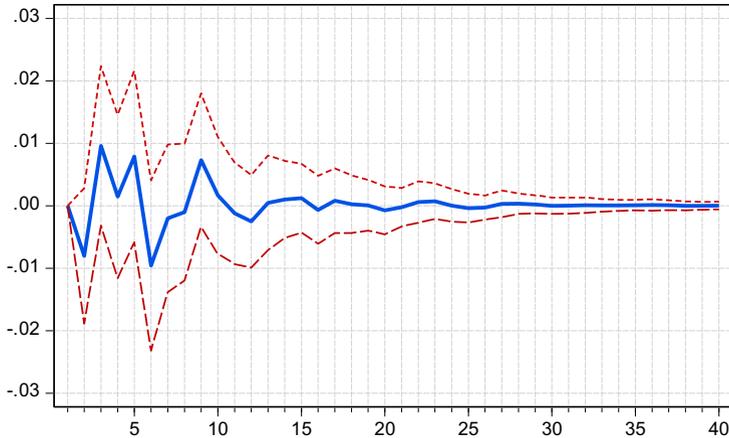


Gráfico 19 - Resposta da taxa de câmbio real a um choque de um desvio padrão no IPCA monitorado
(gráfico elaborado pela autora)

Similarmente a outros choques já mencionados, o câmbio real não apresenta uma resposta unidirecional, isto é, ele não responde apenas positiva ou negativamente ao choque de oferta. Nos primeiros períodos, ele se aprecia. Após o terceiro período ele se desvaloriza, apreciando-se em seguida após o quinto período. Portanto, o câmbio real reage de forma oscilante a um aumento dos preços administrados e o choque se dissipa após 16 trimestres.

Por sua vez, o EMBI+ também reage de forma pouco previsível: ele cai no curtíssimo prazo, depois aumenta, voltando a cair em seguida. Tal trajetória errática pode ser vista no gráfico abaixo.



Response of L_EMBI to Nonfactorized
One S.D. L_IPCA_MONITORADOS_SA Innovation

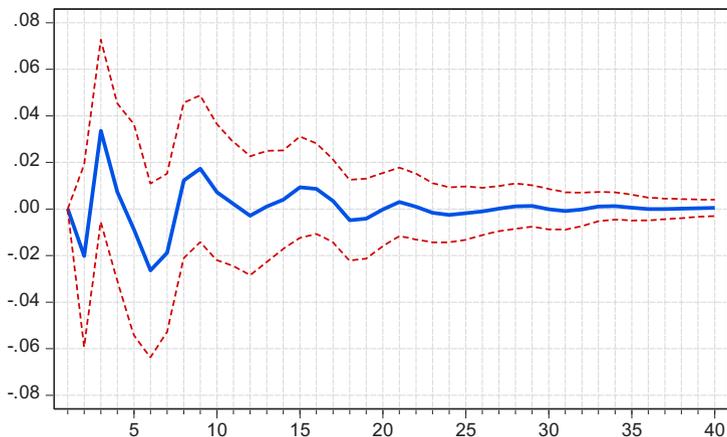


Gráfico 20 - Resposta do EMBI a um choque de um desvio padrão no IPCA monitorado
(gráfico elaborado pela autora)

Portanto, é possível resumir os efeitos de um choque de oferta sobre os preços administrados pela seguinte tabela:

CHOQUE DE OFERTA - IPCA DOS PREÇOS MONITORADOS		
	direção do impacto	tempo para dispersar o choque
IPCA livre	negativo/positivo	12
IPCA monitorado	negativo	12
IPCA esperado	oscilante	16
Câmbio	oscilante	13
SWAP	negativo	12
Hiato	negativo/positivo	16
EMBI	oscilante	18

Tabela 4 - Tabela-Resumo das respostas ao choque do IPCA monitorado (tabela elaborada pela autora)

Para analisar qual impacto de longo prazo do choque de oferta sobre o hiato do produto e sobre a inflação, foram construídos os gráficos 21 e 22. Por essas figuras, nota-se



que este choque tem caráter recessivo e deflacionário tanto a curto quanto a longo prazo. Este resultado de longo prazo para o hiato é considerado estranho, porque se espera que ele convirja para zero. Porém, este resultado permanentemente negativo está, de certa forma, compensando a resposta acumulada positiva verificada no caso do choque cambial, logo se espera que a resposta agregada do hiato a múltiplos choques seja de fato zero.

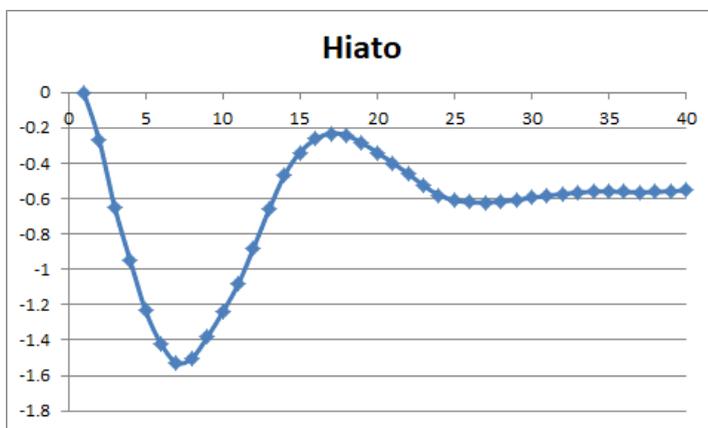


Gráfico 21: Resposta acumulada do hiato ao choque do IPCA monitorado
(gráfico elaborado pela autora)

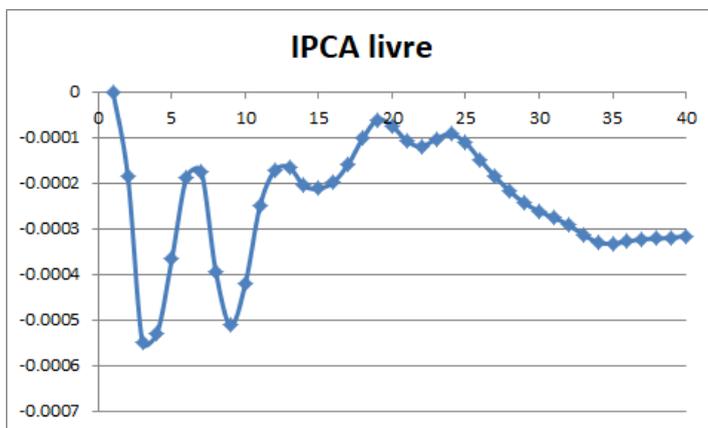


Gráfico 22: Resposta acumulada do IPCA livre ao choque do IPCA monitorado
(gráfico elaborado pela autora)



4.3. CHOQUE DE DEMANDA

Nesta seção, será analisado o efeito de um choque de demanda que eleve o hiato do produto em um desvio padrão. Após sofrer um choque temporário, o hiato reage conforme o seguinte gráfico impulso-resposta:

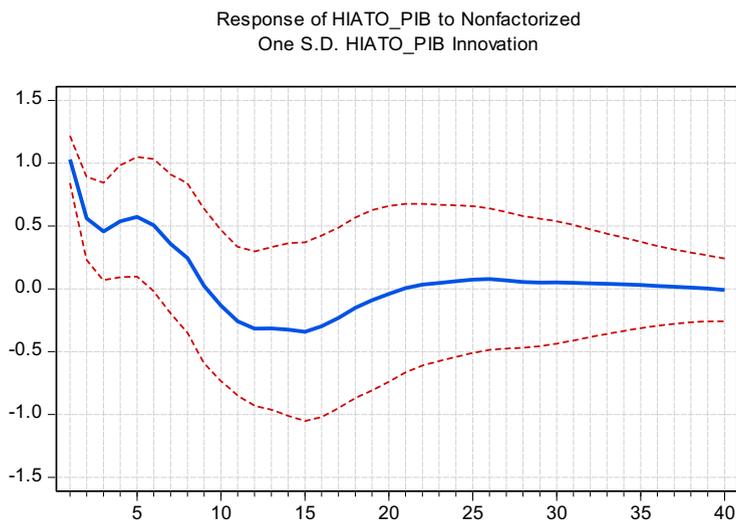
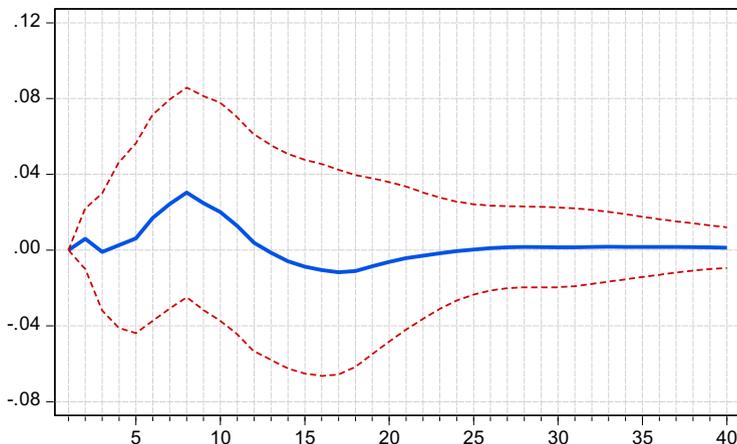


Gráfico 23 - Resposta do hiato do produto a um choque de um desvio padrão nele mesmo
(gráfico elaborado pela autora)

A partir do gráfico acima, pode-se inferir que o tempo necessário para o hiato convergir após o choque é de 20 trimestres. Ou seja, a variação do hiato não converge rapidamente para zero após o choque.

Considerando esse aumento da demanda agregada, o SWAP reage segundo o gráfico impulso-resposta abaixo:

Response of L_SWAP to Nonfactorized
One S.D. HIATO_PIB InnovationGráfico 24 - Resposta do SWAP a um choque de um desvio padrão no hiato
(gráfico elaborado pela autora)

Em resposta a um aumento do hiato do PIB, o SWAP se eleva. Tal resposta positiva se deve ao fato do SWAP adiantar movimentos da Selic (ele Granger-causa a Selic, conforme a tabela 2). Como pelo regime de metas a Selic tem que aumentar para combater a inflação de demanda resultante do choque no hiato, o SWAP adianta essa alta, elevando-se antes.

Já IPCA dos preços livres reage segundo a figura abaixo:

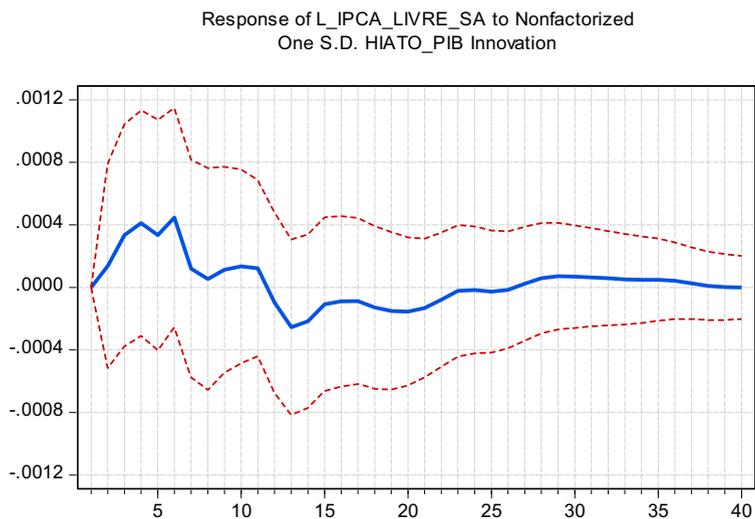


Gráfico 25 - Resposta do IPCA livre a um choque de um desvio padrão no hiato
(gráfico elaborado pela autora)

Por meio da função impulso-resposta, é possível inferir que, dado um choque de demanda, o IPCA livre tende a aumentar nos primeiros doze trimestres. Posteriormente, ele tende a cair até convergir ao equilíbrio no 23º período. Esta queda da inflação dos preços livres decorre, por um lado, do aumento do SWAP resultante do choque de demanda e, por outro, da queda no hiato verificada após o 10º trimestre (gráfico 23). Já o IPCA dos preços monitorados apresenta comportamento oposto ao IPCA livre: nos primeiros trimestres após o choque de demanda, ele se reduz e a partir do 5º trimestre, ele se eleva. Conforme já foi dito, os preços monitorados sofrem reajuste anual, logo a queda de seu IPCA nos primeiros 4 trimestres é esperada pela mudança dos preços relativos, já que os preços livres reagem mais rapidamente ao choque de demanda. A trajetória do IPCA administrado pode ser vista na figura abaixo:



Response of L_IPCA_MONITORADOS_SA to Nonfactorized
One S.D. HIATO_PIB Innovation

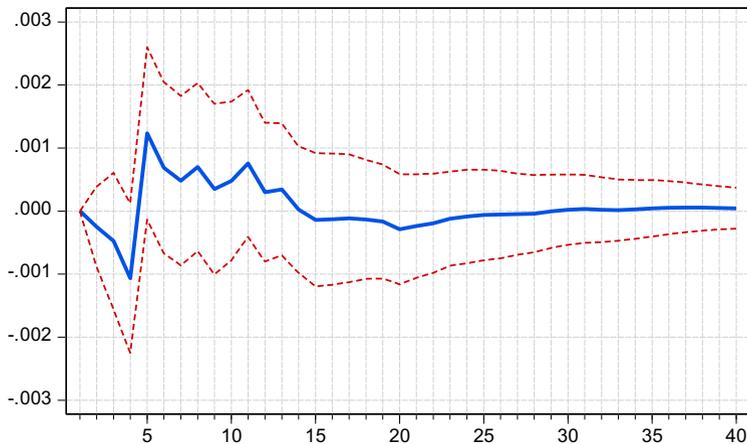


Gráfico 26 - Resposta do IPCA monitorado a um choque de um desvio padrão no hiato
(gráfico elaborado pela autora)

Quanto à resposta da inflação esperada ao hiato do produto, ela segue a trajetória descrita pelo gráfico abaixo:

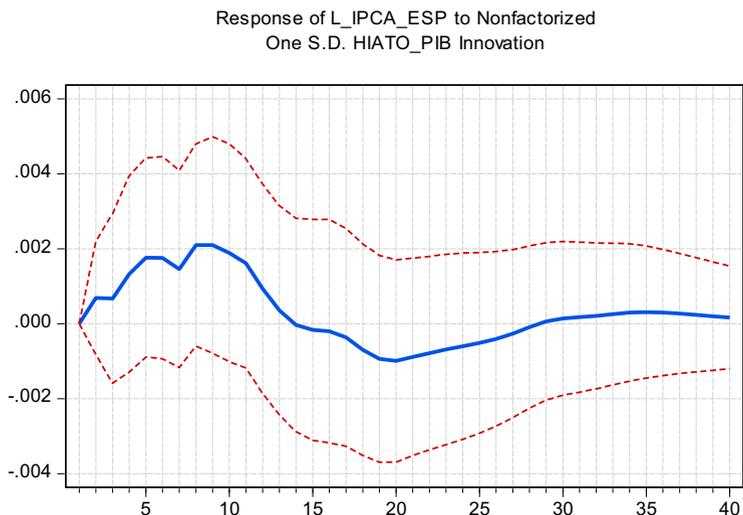


Gráfico 27 - Resposta do IPCA esperado a um choque de um desvio padrão no hiato
(gráfico elaborado pela autora)

Tal qual o IPCA dos preços livres, o IPCA esperado inicialmente responde positivamente ao choque de demanda. Após 14 trimestres, a resposta se reverte e se torna negativa, porém, essa tendência declinante é menos acentuada do que fora a ascendente. O choque de demanda demora cerca de 30 períodos para dissipar seus efeitos sobre as expectativas de inflação, ou seja, a variação do IPCA esperado não converge rapidamente para zero.

Por seu turno, o câmbio real responde a um choque de demanda conforme a figura a seguir:



Response of L_TCR to Nonfactorized
One S.D. HIATO_PIB Innovation

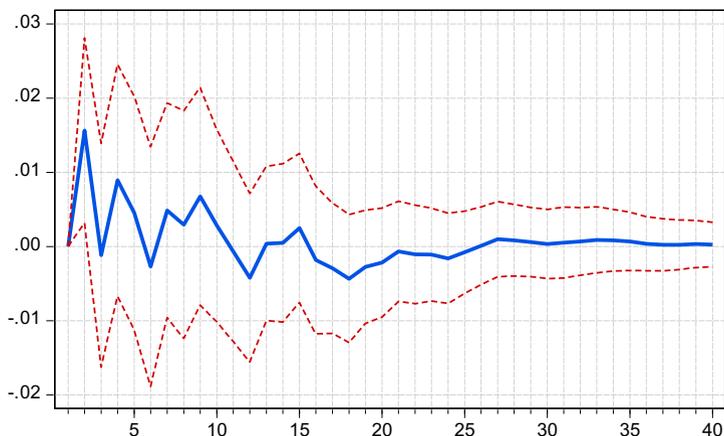
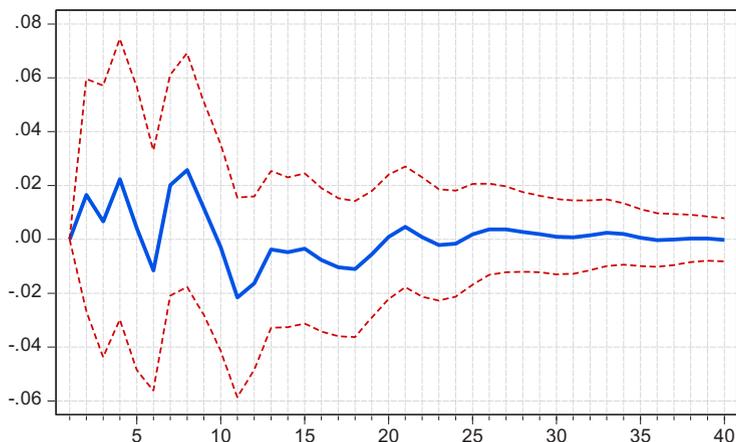


Gráfico 28 - Resposta da taxa de câmbio real a um choque de um desvio padrão no hiato
(gráfico elaborado pela autora)

Pelo gráfico impulso-resposta, infere-se que o câmbio tende a se desvalorizar quando a demanda está aquecida. Como as importações são uma função do PIB e da taxa de câmbio real, quando a renda nacional está acima do potencial, há um aumento da demanda por divisas para comprar bens e serviços importados. Pela lei da oferta e da procura, esse aumento da demanda por divisas acarreta numa desvalorização do Real frente ao Dólar (BLANCHARD, 2007).

Fora essa desvalorização inicial, não é possível assegurar outra resposta para o câmbio real, devido ao comportamento do desvio padrão. De qualquer forma, o choque demora cerca de 20 períodos para dissipar seus efeitos sobre a taxa de câmbio.

O comportamento do EMBI+ frente a um choque de demanda pode ser observado pela figura a seguir:

Response of L_EMBI to Nonfactorized
One S.D. HIATO_PIB InnovationGráfico 29 - Resposta do EMBI a um choque de um desvio padrão no hiato
(gráfico elaborado pela autora)

Nos 10 trimestres subsequentes ao choque, o risco-país aumenta. A partir de então ele cai e sua variação converge para zero aproximadamente no 20º período. É provável que esse comportamento do EMBI+ seja resultado do aumento do SWAP: quando os juros aumentam, também se eleva o custo de rolagem da dívida pública, o que exacerba o risco de default do governo.

Resumindo as respostas observadas anteriormente numa única tabela:

CHOQUE DE DEMANDA		
	direção do impacto	tempo para dispersar o choque
IPCA livre	positivo/negativo	23
IPCA monitorado	negativo/positivo	15
IPCA esperado	positivo	30
Câmbio	positivo	21
SWAP	positivo	24
Hiato	positivo/negativo	20
EMBI	positivo/negativo	20

Tabela5 – Tabela-Resumo das respostas ao choque do hiato do produto (tabela elaborada pela autora)



Por fim, a resposta acumulada do hiato e do IPCA livre a um choque de demanda, pode ser vista nas figuras abaixo. Pelas respostas acumuladas, pode-se concluir que um choque de demanda é expansionista e inflacionário. Porém, no longo prazo, seu impacto sobre o IPCA livre é praticamente nulo: esse índice fica apenas 0,0011 maior que o seu valor inicial. Já sobre o hiato do produto, o choque de demanda tem impacto permanente significativo: ele fica cerca de 2,5 maior. Estranhamente, o hiato não convergiu para zero no longo prazo. Mais uma vez, pode-se levantar a hipótese feita para os choques anteriores: no agregado de todos os choques, o nível do hiato converge para zero, mas, para cada choque individualmente, ele permanece num nível acima ou abaixo de zero.

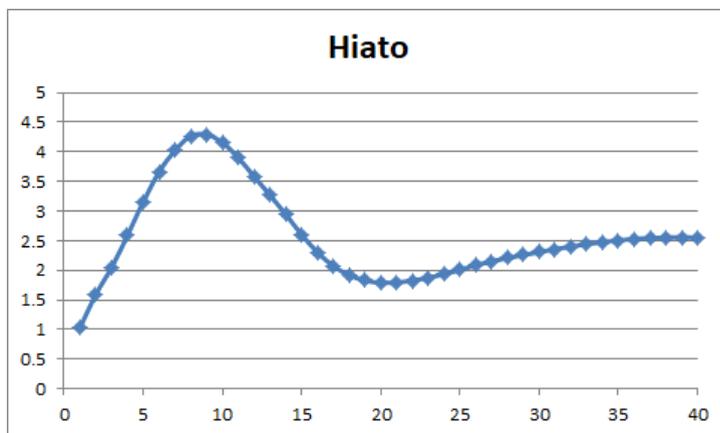


Gráfico 30: Resposta acumulada do hiato ao choque de demanda
(figura elaborada pela autora)

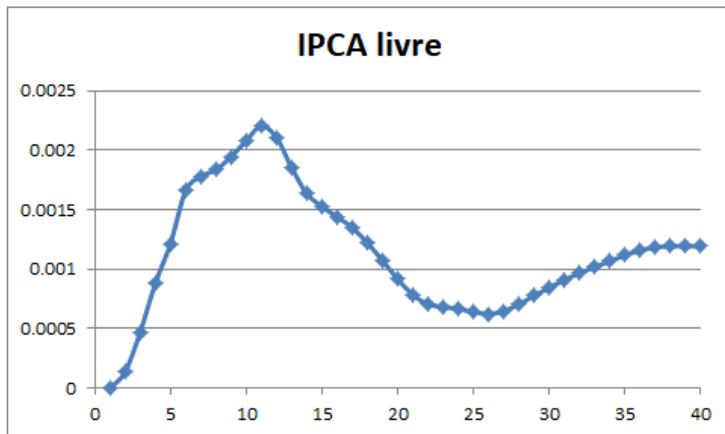


Gráfico 31: Resposta acumulada do IPCA livre ao choque de demanda
(figura elaborada pela autora)

4.4. CHOQUE NO RISCO-PAÍS

Suponha agora uma situação de deterioração fiscal que aumente o risco de default, repercutindo sobre o nível do EMBI+. Após esse choque, o EMBI+ reage segundo o seguinte gráfico impulso-resposta:



Response of L_EMBI to Nonfactorized
One S.D. L_EMBI Innovation

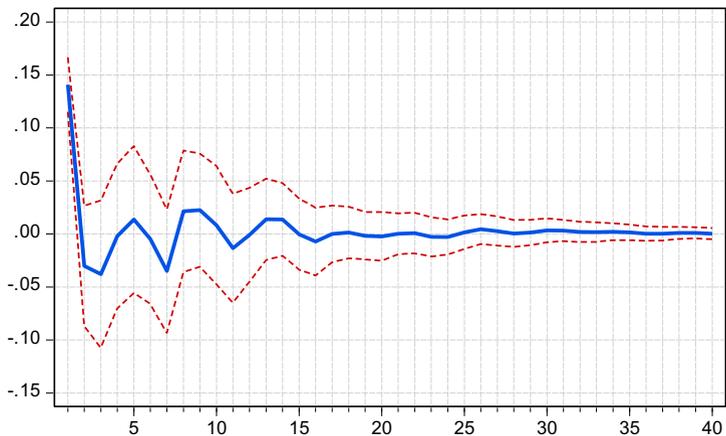


Gráfico 32 - Resposta do EMBI+ a um choque de um desvio padrão nele mesmo
(gráfico elaborado pela autora)

Nota-se, pois, que o EMBI+ cai rapidamente, porém demora cerca de 15 trimestres para convergir sua variação para zero. Já o IPCA dos preços livres reage segundo a função impulso-resposta a seguir:

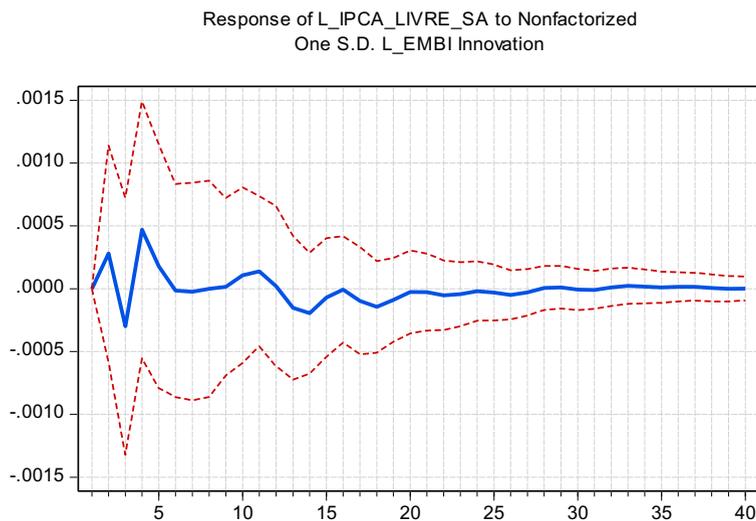


Gráfico 33 - Resposta do IPCA livre a um choque de um desvio padrão no EMBI+
(gráfico elaborado pela autora)

O IPCA livre tende a aumentar quando ocorre uma elevação do risco-país. Analogamente, o IPCA esperado também se eleva (gráfico 34), inclusive de forma mais acentuada que a inflação dos preços livres. É provável que as expectativas de inflação reajam ao maior risco de default antecipando a possibilidade de o governo recorrer a senhoriagem para se financiar (CARVALHO et al., 2015). Segundo a tabela 2, o IPCA esperado Granger-causa variações nos preços livres e nos monitorados, ou seja, ele antecipa variações nos preços livres. Tal antecipação também é prevista pela Curva de Phillips apresentada no capítulo 1, visto que o IPCA esperado é uma variável explicativa da inflação efetiva. Assim, a alta do IPCA livre em face de um choque do risco-país está vinculada ao comportamento das expectativas de inflação, o qual pode ser visto no gráfico a seguir:



Response of L_IPCA_ESP to Nonfactorized
One S.D. L_EMBI Innovation

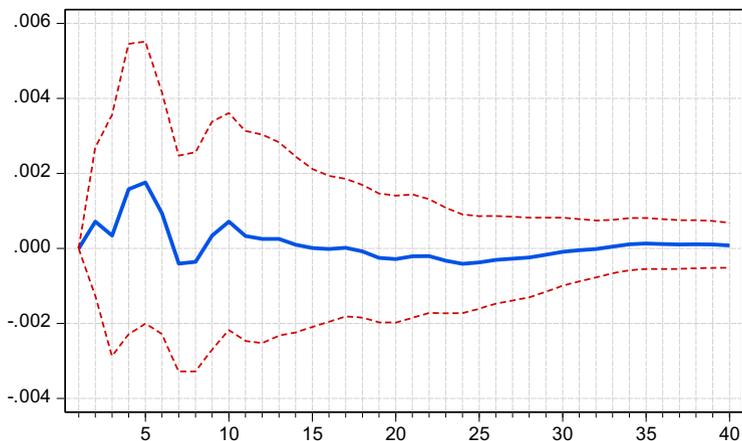
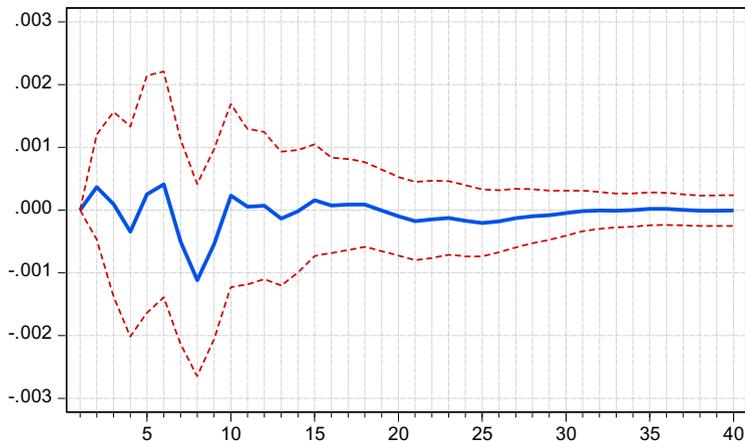


Gráfico 34 - Resposta do IPCA esperado a um choque de um desvio padrão no EMBI+
(gráfico elaborado pela autora)

Conforme já foi dito, o IPCA esperado também Granger-causa variações no IPCA dos preços monitorados cuja trajetória pode ser vista na função impulso-resposta abaixo. Porém, neste caso, a resposta predominante é mais negativa do que positiva, mesmo após um ano (tempo necessário para o reajuste).

Response of L_IPCA_MONITORADOS_SA to Nonfactorized
One S.D. L_EMBI InnovationGráfico 35 - Resposta do IPCA monitorado a um choque de um desvio padrão no EMBI+
(gráfico elaborado pela autora)

Como o SWAP também Granger-cause variações no IPCA livre e no monitorado, a queda do segundo pode ser parcialmente atribuída à diminuição do SWAP. Como esta proxy dos juros antecipa variações da Selic, ao ocorrer o aumento do EMBI+, o SWAP já antecipou a alta da Selic em períodos anteriores ao choque e, posteriormente a ele, quem aumenta é a Selic. O impacto do aumento de um desvio padrão no EMBI+ sobre a variação do SWAP pode ser vista no gráfico abaixo:

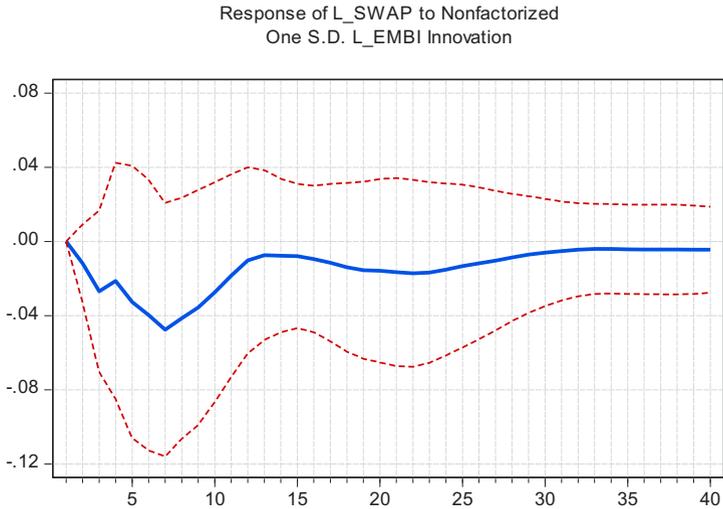


Gráfico 36 - Resposta do SWAP e da Selic a um choque de um desvio padrão no EMBI+
(figura elaborada pela autora)

Retomando a equação (29):

$$\varepsilon_{t-1} = (i_{f,t-1} - \pi_{f,t}^e + \varphi_{t-1}) - (i_{h,t-1} - \pi_{h,t}^e) + \varepsilon_t^e \quad (29)$$

Suponha $\overline{\varepsilon_t^e}$, $\overline{i_{f,t}}$, $\overline{\pi_{f,t}^e}$ e $\overline{\pi_{h,t}^e}$ constantes, isto é, $\Delta \varepsilon_t^e = \Delta i_{f,t} = \Delta \pi_{f,t}^e = \Delta \pi_{h,t}^e = 0$.

Tirando a primeira diferença da expressão acima, resulta então que:

$$\Delta \varepsilon_{t-1} = \Delta \varphi_{t-1} - \Delta i_{h,t} \quad (37)$$

Por (37), se o risco-país aumentar ($\Delta \varphi_{t-1} > 0$), a taxa de juros tende a se elevar para compensar o aumento do risco. Porém, conforme foi visto anteriormente, o SWAP cai após o choque, visto que já antecipou a alta da Selic em períodos anteriores ao choque. Logo, nota-se que a Selic não vai subir por muitos períodos após o choque, já que o SWAP apresenta tendência declinante. Isto posto, infere-se que a alta dos juros não é suficiente para evitar o repasse do aumento risco para o câmbio. Portanto, a taxa de câmbio real tende a se desvalorizar em face de um choque sobre o EMBI. Intuitivamente, tal comportamento é



esperado, visto que, se há maior risco de default, tende a ocorrer uma fuga de capitais, o que se reflete na taxa de câmbio de modo a desvalorizá-la.

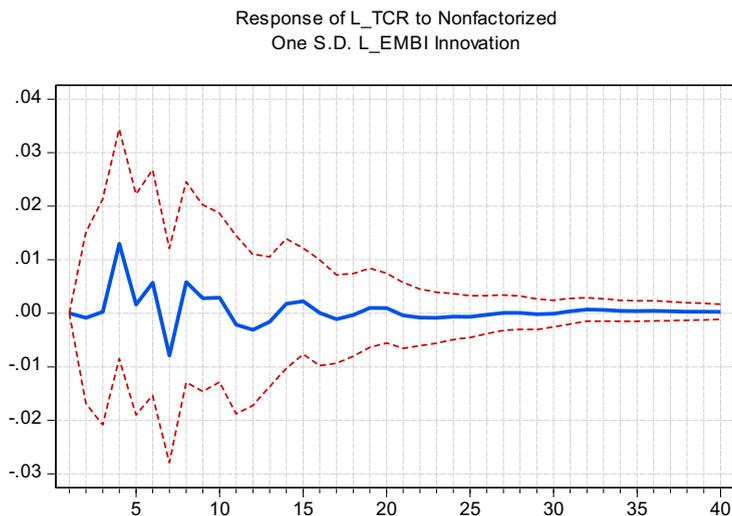


Gráfico 37 - Resposta da taxa de câmbio real a um choque de um desvio padrão no EMBI+
(gráfico elaborado pela autora)

Por fim, o aumento do EMBI+ impacta negativamente o hiato nos primeiros 10 trimestres após o choque. Isso é corroborado pelo aumento da Selic e pela desvalorização cambial, já que também tem impacto recessivo. Entre o 10º e o 15º, há um aumento do hiato. A partir do 25º trimestre, os efeitos do choque sobre o risco-país já são imperceptíveis. A trajetória do hiato frente a esse choque pode ser vista no gráfico a seguir:



Response of HIATO_PIB to Nonfactorized
One S.D. L_EMBI Innovation

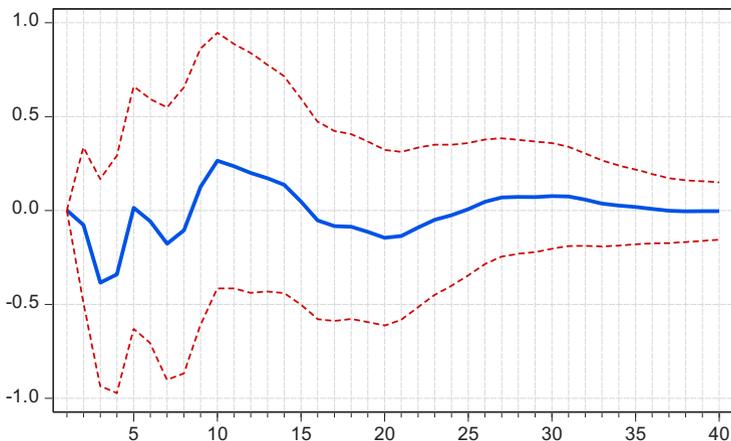


Gráfico 38 - Resposta da taxa do hiato a um choque de um desvio padrão no EMBI+
(gráfico elaborado pela autora)

Para resumir todas as respostas obtidas frente a um choque do EMBI+, foi construída a seguinte tabela:

CHOQUE SOBRE O RISCO-PAÍS - EMBI+		
	direção do impacto	tempo para dispersar o choque
IPCA livre	positivo	20
IPCA monitorado	negativo	15
IPCA esperado	positivo	15
Câmbio	positivo	20
SWAP	negativo	30
Hiato	negativo/positivo	25
EMBI	positivo/negativo	15

Tabela 6 - Tabela-Resumo das respostas ao choque no risco-país
(tabela elaborada pela autora)

O impacto de longo prazo deste choque sobre o nível do hiato do produto e do IPCA livre pode ser visto nos gráficos abaixo.

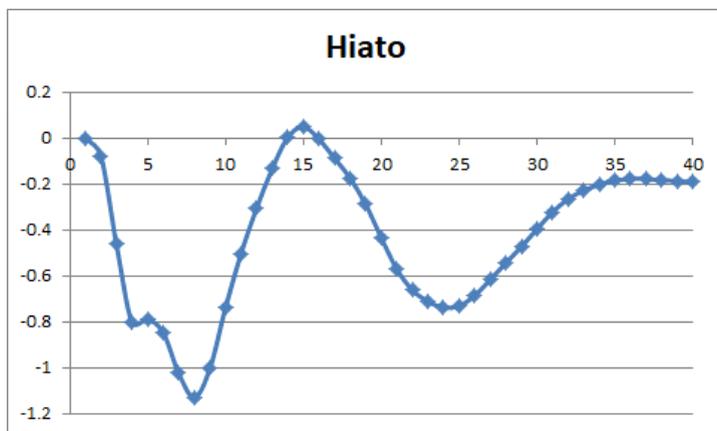


Gráfico 39: Resposta acumulada do hiato ao choque no risco-país
(figura elaborada pela autora)

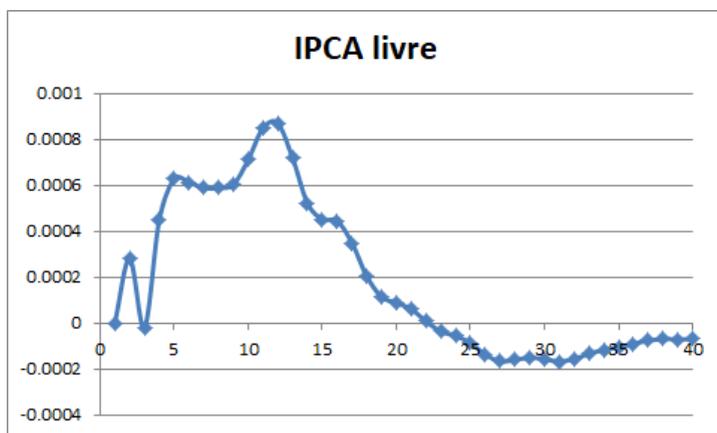


Gráfico 40: Resposta acumulada do hiato e do IPCA livre ao choque sobre o risco-país
(figura elaborada pela autora)

O choque sobre o risco-país tem efeito recessivo e inflacionário no curto prazo. No longo prazo, o nível do IPCA livre não se altera, isto é, a resposta acumulada ao choque converge para um valor próximo a zero. O nível do hiato do PIB permanece 0,19 menor que seu valor inicial. Tal qual nos outros choques, também neste o hiato não zerou no longo prazo. Conforme já foi dito, mesmo que em choques individuais a resposta acumulada do hiato não seja nula, no agregado de todos os choques é provável que o seja, pois enquanto no choque cambial e no de demanda o nível do hiato permaneceu positivo, no choque de oferta e do



EMBI+ ele ficou negativo. Logo, provavelmente, a resposta conjunta do hiato aos quatro choques seja zero.

3.5. RESULTADOS

Analisando o contexto brasileiro entre 2011 e 2017, verifica-se que houve um choque de oferta causado pelo aumento dos preços administrados em 2015 (figura 4). Conforme foi apresentado na seção 3.2, em face de uma elevação dos preços administrados, o câmbio se desvaloriza e o hiato do PIB cai. O SWAP também se reduz, visto que já antecipou a alta da Selic em períodos anteriores ao choque e agora está antecipando a queda do produto. Se este cenário for comparado aos dados do Brasil (figuras 1 a 4, capítulo 2), verifica-se que são compatíveis. Portanto, o choque de oferta de 2015 é relevante para explicar o comportamento das variáveis macroeconômicas desde então.

Pelas características do choque sobre o risco-país, pode-se concluir que ele agravou o cenário de crise já instalado pelo choque cambial e dos preços monitorados. Isto é, o aumento do EMBI+ verificado em 2015 contribuiu para aumentar ainda mais a desvalorização do câmbio, o IPCA livre, o esperado e aprofundar a recessão do PIB.

Pela figura 1, percebe-se que o hiato do PIB ficou negativo entre 2015 e 2016. Neste período, também se observou queda da inflação dos preços livres, do IPCA esperado e do SWAP. Comparando as trajetórias efetivas das variáveis ao que foi predito pelo modelo, infere-se que, ao mesmo tempo em que o hiato do produto negativo é uma consequência da crise, ele influencia a trajetória tomada por outras variáveis macroeconômicas relevantes. Logo, a queda do hiato auxilia a explicar a conjuntura macroeconômica atual.

Analisando a figura 3, que mostra a evolução da taxa de câmbio real brasileira, é possível notar que houve forte desvalorização cambial entre 2014 e 2015. Essa desvalorização foi seguida de queda do hiato do PIB e alta dos preços livres, resultados consistentes com o que foi predito pelos gráficos 6 e 8. Além disso, nota-se no último ano, aumento das exportações líquidas do Brasil. Assim, se nos trimestres consecutivos ao choque, a desvalorização impactou negativamente o hiato, agora, ela tende a impactá-lo positivamente via exportações líquidas¹⁷, as quais seguiram um comportamento descrito pela “Curva J”

¹⁷ Segundo notícia veiculada na Folha de São Paulo (1/6/2017), as exportações líquidas contribuíram com 1,5% da alta total do PIB verificada no primeiro trimestre de 2017 (Disponível em:



(SALVATORE, 2000). Tal trajetória pode ser vista no gráfico abaixo (valores dados em milhões de US\$)¹⁸:

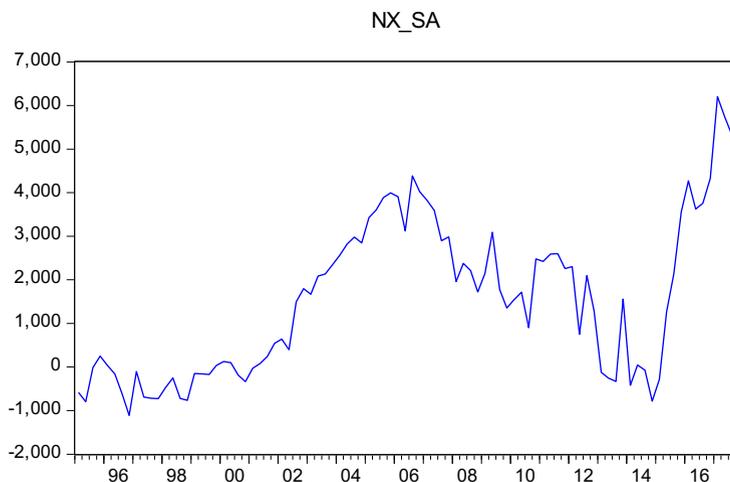


Gráfico 41 - Exportações Líquidas do Brasil (em milhões de US\$) – série dessazonalizada
(gráfico elaborada pela autora)

Observe que no período em análise (governos Dilma e Temer), entre 2012 e 2015, o resultado das exportações líquidas (diferença entre exportações e importações) tendeu a cair, chegando a ficar negativo entre o final de 2014 e meados de 2015. Neste período, a desvalorização impactou negativamente o saldo da balança comercial. Já a partir do final de 2015, as exportações líquidas voltaram a crescer, apresentando resultado positivo em 2016 e 2017. Por conseguinte, as exportações líquidas seguiram de fato a “Curva J”.

Portanto, ao comparar as séries históricas observadas e o resultado dos modelos estimados, é possível concluir que a economia brasileira viveu um choque cambial no período, sendo a desvalorização do câmbio real um fator-chave para explicar o comportamento das variáveis macroeconômicas entre 2011 e 2017. Ademais, a economia brasileira ainda sofre influências do choque dos preços administrados e do aumento do risco-país verificado em 2015. Esses três choques (câmbio, IPCA monitorado e EMBI+) impactaram o hiato negativamente. Em resposta à recessão, medidas foram tomadas para

<http://www1.folha.uol.com.br/mercado/2017/06/1889340-sem-exportacoes-pib-do-primeiro-trimestre-teria-caido-05.shtml>, acesso: 02/12/017).

¹⁸ Gráfico construído a partir de dados coletados no site do IPEADATA.



evitar seu aprofundamento. Dentre elas a queda dos juros. Por conseguinte, também o choque negativo de demanda tem importância analítica para explicar o cenário atual, embora este choque seja uma consequência dos anteriores.

5. CONCLUSÃO

O Modelo de Três Equações utilizado relaciona o comportamento do hiato do produto, da inflação, da taxa de juros e do câmbio. Caso ocorra um choque no hiato, a inflação tende a aumentar, a taxa de câmbio se desvaloriza e os juros sobem. Para um choque cambial, mantendo a taxa de juros internacional e a taxa de câmbio de longo prazo fixas, o hiato cai no curto prazo e sobe no médio prazo puxado pelas exportações. Já a inflação aumenta pelo “pass through” cambial e os juros sobem para reagir à alta inflacionária e à saída de divisas. Se há um reajuste dos preços monitorados, ele, inicialmente, faz cair o IPCA dos preços livres devido a um rearranjo dos preços relativos. Posteriormente, os preços de mercado também aumentam. O hiato do produto cai inicialmente devido ao aumento dos custos simbolizado pelo choque de oferta e depois volta a aumentar, possivelmente puxado pelos juros que caem para impedir reduções adicionais do produto.

Comparando os resultados do Modelo IS-CP-RM estimado ao comportamento efetivo das variáveis, é possível inferir que um dos fatores que explicam a recessão atual é a desvalorização cambial ocorrida ao longo de toda a gestão Dilma (2011 a 2016). Devido ao efeito “pass through”, essa desvalorização foi repassada para o índice de preços livres e para o IPCA esperado, aumentando a ambos. Conforme foi dito, em 2015, o EMBI+ saltou de 289 para 516 pontos. Assim, de fato foi verificado um choque sobre o risco-país o qual repercutiu sobre o câmbio acentuando sua desvalorização. Também impactou o IPCA esperado e o livre.

Ademais, as expectativas de inflação divergiram do centro da meta, o que contribui para explicar a resistência da inflação a se reduzir. Ainda sobre a inflação, em 2015, houve um choque dos preços monitorados, impactando o IPCA “cheio”. Dado esse cenário de alta generalizada de preços, o SWAP aumentou antecipando uma alta da Selic. Com a elevação dos juros, há queda do nível de atividade, influenciando negativamente o hiato do PIB.

Já no cenário atual, o hiato do PIB negativo está influenciando reduções consecutivas do SWAP, que estão acontecendo concomitantemente a uma queda da inflação esperada e do IPCA dos preços livres. Apesar de Dilma e Temer terem reduzido os juros, as



conjunturas macroeconômicas em que realizaram tais cortes são distintas: enquanto em Dilma não havia capacidade ociosa, em Temer, a demanda agregada está desaquecida, sendo possível voltar a crescer por meio de política monetária mais frouxa.

ANEXO 1 – RESULTADOS DO VAR ESTIMADO

Vector Autoregression Estimates

Date: 12/07/17 Time: 11:00

Sample (adjusted): 2002Q3 2017Q2

Included observations: 60 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

	L_IPCA_LIVRE_SA	L_IPCA_MONIT_ORADOS_SA	L_IPCA_ESP	L_TCR	L_SWAP	HIATO_PIB	L_EMBI
L_IPCA_LIVRE_SA(-1)	0.207156 (0.25843) [0.80161]	0.115723 (0.25084) [0.46134]	-0.210166 (0.59370) [-0.35399]	-12.03047 (4.80904) [-2.50164]	7.536172 (6.29191) [1.19776]	-29.82003 (124.547) [-0.23943]	4.052138 (17.0259) [0.23800]
L_IPCA_LIVRE_SA(-2)	-0.168296 (0.24882) [-0.67637]	-0.216580 (0.24152) [-0.89675]	0.299165 (0.57164) [0.52335]	2.688416 (4.63032) [0.58061]	-8.090264 (6.05809) [-1.33545]	-5.096544 (119.919) [-0.04250]	0.352193 (16.3932) [0.02148]
L_IPCA_LIVRE_SA(-3)	0.276571 (0.25834) [1.07058]	-0.385000 (0.25075) [-1.53537]	0.599515 (0.59350) [1.01014]	1.804109 (4.80740) [0.37528]	8.222667 (6.28977) [1.30731]	153.9418 (124.505) [1.23643]	34.09354 (17.0201) [2.00314]
L_IPCA_LIVRE_SA(-4)	0.015459 (0.22255) [0.06946]	-0.754993 (0.21602) [-3.49508]	-0.458683 (0.51128) [-0.89713]	5.209719 (4.14141) [1.25796]	-2.185778 (5.41841) [-0.40340]	23.01529 (107.257) [0.21458]	12.66752 (14.6622) [0.86396]
L_IPCA_MONITORADOS_SA(-1)	-0.088726 (0.14240) [-0.62308]	-0.251951 (0.13822) [-1.82284]	-0.453616 (0.32714) [-1.38660]	-4.410086 (2.64990) [-1.66424]	-2.000462 (3.46700) [-0.57700]	-129.9072 (68.6287) [-1.89290]	-9.724557 (9.38169) [-1.03655]
L_IPCA_MONITORADOS_SA(-2)	-0.075269 (0.14088) [-0.53427]	0.048816 (0.13675) [0.35698]	0.230568 (0.32366) [0.71238]	5.597842 (2.62169) [2.13521]	-2.119382 (3.43009) [-0.61788]	-117.1583 (67.8980) [-1.72550]	10.64294 (9.28180) [1.14665]
L_IPCA_MONITORADOS_SA(-3)	0.020806 (0.14118) [0.14736]	-0.261376 (0.13704) [-1.90731]	0.266524 (0.32435) [0.82172]	2.678050 (2.62729) [1.01932]	1.052385 (3.43741) [0.30616]	-78.76047 (68.0430) [-1.15751]	20.38285 (9.30162) [2.19132]
L_IPCA_MONITORADOS_SA(-4)	0.101460 (0.10033) [1.01122]	-0.636969 (0.09739) [-6.54050]	-0.116320 (0.23050) [-0.50463]	0.795337 (1.86711) [0.42597]	-3.546485 (2.44283) [-1.45179]	-62.15726 (48.3555) [-1.28542]	-0.461815 (6.61030) [-0.06986]
L_IPCA_ESP(-1)	-0.027093 (0.12689) [-0.21352]	0.478787 (0.12316) [3.88740]	0.975093 (0.29151) [3.34497]	6.774586 (2.36127) [2.86904]	-2.937806 (3.08937) [-0.95094]	53.52483 (61.1537) [0.87525]	-2.583835 (8.35983) [-0.30908]



L_IPCA_ESP(-2)	0.110306 (0.15143) [0.72841]	-0.038020 (0.14699) [-0.25866]	-0.236415 (0.34790) [-0.67955]	-3.756809 (2.81801) [-1.33314]	7.277319 (3.68695) [1.97381]	-4.763410 (72.9826) [-0.06527]	4.304617 (9.97687) [0.43146]
L_IPCA_ESP(-3)	-0.035632 (0.14936) [-0.23857]	0.200620 (0.14497) [1.38384]	-0.009839 (0.34313) [-0.02867]	-0.986057 (2.77940) [-0.35477]	-8.736590 (3.63643) [-2.40252]	-55.68665 (71.9825) [-0.77361]	-23.27934 (9.84016) [-2.36575]
L_IPCA_ESP(-4)	-0.086319 (0.09770) [-0.88354]	-0.075111 (0.09483) [-0.79208]	0.069587 (0.22444) [0.31004]	-0.973143 (1.81803) [-0.53527]	4.208455 (2.37862) [1.76929]	26.64395 (47.0844) [0.56588]	11.97126 (6.43653) [1.85989]
L_TCR(-1)	0.014560 (0.01001) [1.45441]	-0.000935 (0.00972) [-0.09617]	0.030879 (0.02300) [1.34262]	-0.195109 (0.18629) [-1.04732]	0.041522 (0.24374) [0.17036]	1.015811 (4.82472) [0.21054]	-0.924787 (0.65955) [-1.40215]
L_TCR(-2)	0.008124 (0.00946) [0.85905]	-0.010736 (0.00918) [-1.16950]	0.005271 (0.02173) [0.24260]	0.010583 (0.17599) [0.06013]	-0.097931 (0.23026) [-0.42531]	-0.377859 (4.55787) [-0.08290]	0.853704 (0.62307) [1.37016]
L_TCR(-3)	-0.004637 (0.00927) [-0.50032]	-0.044137 (0.00900) [-4.90659]	-0.032939 (0.02129) [-1.54707]	-0.351635 (0.17246) [-2.03893]	-0.137137 (0.22564) [-0.60777]	1.811445 (4.46649) [0.40556]	-0.112416 (0.61058) [-0.18411]
L_TCR(-4)	0.006344 (0.00853) [0.74370]	0.014208 (0.00828) [1.71589]	0.004489 (0.01960) [0.22904]	-0.077386 (0.15874) [-0.48749]	0.372623 (0.20769) [1.79412]	0.940627 (4.11122) [0.22879]	-0.785007 (0.56201) [-1.39678]
L_SWAP(-1)	0.008420 (0.00743) [1.13254]	0.015429 (0.00722) [2.13808]	0.023429 (0.01708) [1.37168]	0.007183 (0.13835) [0.05192]	1.726539 (0.18101) [9.53822]	2.984900 (3.58312) [0.83305]	0.897161 (0.48982) [1.83161]
L_SWAP(-2)	-0.006592 (0.01319) [-0.49962]	-0.009841 (0.01281) [-0.76843]	-0.009652 (0.03031) [-0.31841]	-0.316161 (0.24554) [-1.28763]	-0.777701 (0.32125) [-2.42087]	-1.596501 (6.35906) [-0.25106]	-1.432307 (0.86930) [-1.64766]
L_SWAP(-3)	-0.012345 (0.01324) [-0.93263]	0.003994 (0.01285) [0.31086]	-0.048723 (0.03041) [-1.60222]	-0.055259 (0.24632) [-0.22434]	-0.135007 (0.32228) [-0.41892]	-3.102243 (6.37938) [-0.48629]	-0.083809 (0.87208) [-0.09610]
L_SWAP(-4)	0.012578 (0.00734) [1.71363]	0.000456 (0.00712) [0.06406]	0.038479 (0.01686) [2.28189]	0.296208 (0.13659) [2.16858]	0.177754 (0.17871) [0.99466]	2.930625 (3.53751) [0.82844]	0.345152 (0.48358) [0.71374]
HIATO_PIB(-1)	0.000133 (0.00032) [0.42045]	-0.000243 (0.00031) [-0.78875]	0.000668 (0.00073) [0.91752]	0.015166 (0.00590) [2.57255]	0.005835 (0.00771) [0.75647]	0.544231 (0.15268) [3.56453]	0.016005 (0.02087) [0.76683]
HIATO_PIB(-2)	-8.12E-05 (0.00039) [-0.20963]	-0.000843 (0.00038) [-2.24262]	-0.001130 (0.00089) [-1.26918]	-0.010359 (0.00721) [-1.43676]	-0.012977 (0.00943) [-1.37560]	0.059912 (0.18674) [0.32083]	0.008777 (0.02553) [0.34383]
HIATO_PIB(-3)	0.000165 (0.00040) [0.41491]	-0.000656 (0.00039) [-1.70391]	0.000956 (0.00091) [1.04819]	0.009882 (0.00738) [1.33818]	0.010334 (0.00966) [1.06954]	0.195588 (0.19126) [1.02264]	0.005257 (0.02615) [0.20107]
HIATO_PIB(-4)	-0.000128 (0.00032) [-0.39764]	0.001657 (0.00031) [5.29785]	-5.93E-05 (0.00074) [-0.08007]	-0.001413 (0.00600) [-0.23559]	0.001666 (0.00785) [0.21236]	-0.091649 (0.15534) [-0.58999]	0.012711 (0.02124) [0.59859]
L_EMBI(-1)	0.001987 (0.00305)	0.002595 (0.00296)	0.005047 (0.00700)	-0.006068 (0.05668)	-0.084227 (0.07416)	-0.553028 (1.46806)	-0.214294 (0.20069)



	[0.65232]	[0.87775]	[0.72127]	[-0.10705]	[-1.13570]	[-0.37671]	[-1.06780]
L_EMBI(-2)	-0.000874 (0.00329) [-0.26547]	0.000378 (0.00319) [0.11835]	0.002709 (0.00756) [0.35838]	0.009477 (0.06124) [0.15476]	-0.054819 (0.08012) [-0.68420]	-2.163694 (1.58598) [-1.36426]	-0.206314 (0.21681) [-0.95160]
L_EMBI(-3)	0.005609 (0.00300) [1.86684]	-0.000999 (0.00292) [-0.34272]	0.015463 (0.00690) [2.24025]	0.063280 (0.05591) [1.13185]	0.095471 (0.07315) [1.30517]	-0.854233 (1.44796) [-0.58995]	-0.039387 (0.19794) [-0.19898]
L_EMBI(-4)	-0.001557 (0.00283) [-0.54948]	-0.007260 (0.00275) [-2.63973]	-0.001928 (0.00651) [-0.29623]	-0.047593 (0.05273) [-0.90263]	-0.151810 (0.06899) [-2.20060]	0.158869 (1.36556) [0.11634]	0.006406 (0.18668) [0.03432]
C	0.000425 (0.00668) [0.06365]	-0.039552 (0.00649) [-6.09630]	0.001004 (0.01536) [0.06540]	0.082240 (0.12438) [0.66119]	0.025019 (0.16274) [0.15374]	-2.745676 (3.22133) [-0.85234]	0.788700 (0.44036) [1.79102]
D2002	0.005255 (0.00571) [0.91981]	0.007900 (0.00555) [1.42448]	0.004846 (0.01313) [0.36916]	0.217001 (0.10632) [2.04093]	-0.006335 (0.13911) [-0.04554]	-1.176838 (2.75365) [-0.42737]	0.252794 (0.37643) [0.67156]
D2008	-0.004644 (0.00238) [-1.95312]	-0.002225 (0.00231) [-0.96432]	-0.009643 (0.00546) [-1.76536]	0.183718 (0.04424) [4.15231]	-0.060825 (0.05789) [-1.05074]	-7.014935 (1.14587) [-6.12190]	0.491519 (0.15664) [3.13782]
D2015	0.001213 (0.00304) [0.39916]	0.004787 (0.00295) [1.62295]	-0.001290 (0.00698) [-0.18471]	0.132235 (0.05655) [2.33824]	0.072736 (0.07399) [0.98304]	0.151160 (1.46465) [0.10321]	0.127333 (0.20022) [0.63596]
R-squared	0.735266	0.924663	0.929141	0.836411	0.984626	0.933134	0.768733
Adj. R-squared	0.442168	0.841254	0.850691	0.655295	0.967605	0.859104	0.512687
Sum sq. resids	0.000128	0.000120	0.000675	0.044288	0.075811	29.70565	0.555123
S.E. equation	0.002137	0.002074	0.004910	0.039771	0.052034	1.030008	0.140804
F-statistic	2.508601	11.08587	11.84363	4.618095	57.84685	12.60477	3.002327
Log likelihood	306.6238	308.4116	256.7181	131.2052	115.0792	-64.04609	55.35097
Akaike AIC	-9.154127	-9.213720	-7.490602	-3.306841	-2.769307	3.201536	-0.778366
Schwarz SC	-8.037143	-8.096737	-6.373618	-2.189857	-1.652323	4.318520	0.338618
Mean dependent	0.005220	0.005337	0.053834	-0.002909	2.640232	-0.049889	-0.021788
S.D. dependent	0.002861	0.005207	0.012707	0.067739	0.289100	2.744043	0.201703
Determinant resid covariance (dof adj.)		5.64E-24					
Determinant resid covariance		2.72E-26					
Log likelihood		1170.060					
Akaike information criterion		-31.53533					
Schwarz criterion		-23.71644					



6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ARESTIS, Philip; SAWYER, Malcolm. New consensus macroeconomics and inflation targeting: Keynesian critique. *Economia e Sociedade*, v. 17, n. SPE, p. 629-653, 2008.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Boletim Focus, 2017. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/pec/GCI/PORT/readout/readout.asp> (Acesso: 23/11/2017)

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Metas de inflação, 2017. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/Pec/relinf/Normativos.asp> (Acesso: 30/11/2017)

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Séries históricas, 2017. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/pt-br/#!/n/SERIESTEMPORAIS> (Acesso: 05/12/2017)

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Tabela Metas e Resultados. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/Pec/metase/TabelaMetaseResultados.pdf> (Acesso: 30/11/2017)

BLANCHARD, Olivier. *Macroeconomia*. São Paulo: Editora Person Prentice Hall, 2007.

BLANCHARD, O.; GALÍ, J. Real wage rigidities and the new Keynesian model. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 39, s.1, p. 35-65, 2007.

CAGNIN, Rafael Fagundes et al. A gestão macroeconômica do governo Dilma (2011 e 2012). *Novos estudos-CEBRAP*, n. 97, p. 169-185, 2013.

CARLIN, Wendy; SOSKICE, David. *Macroeconomics: Imperfections, Institutions and Policies*. Oxford University Press, 2006.

CARVALHO, Fernando; SICSU, João. *Economia monetária e financeira: teoria e política*. Rio de Janeiro: Elsevier, 2015.

CURADO, Marcelo; NASCIMENTO, Gabrieli Muchalak. O Governo Dilma: da euforia ao desencanto. *Revista Paranaense de Desenvolvimento-RPD*, v. 36, n. 128, p. 33-48, 2015.

DOS SANTOS, Fernando Genta; KANCZUK, Fabio. Price Puzzle e Canal de Custo da Política Monetária: Evidências para a Economia Brasileira. Disponível em: https://www.anpec.org.br/encontro/2012/inscricao/files_I/i3-e08ba5ec640793c2baef254dfefede0b.pdf (acesso: 30/11/2017).

ENDERS, Walter. *Applied Econometric Time Series*. University of Alabama: Wiley, 2015.

PAMPLONA, N.; CARNEIRO, M. “Sem exportações PIB do primeiro trimestre teria ficado próximo de zero”. FOLHA DE SÃO PAULO, 1º de junho de 2017. Disponível em: <http://www1.folha.uol.com.br/mercado/2017/06/1889340-sem-exportacoes-pib-do-primeiro-trimestre-teria-caido-05.shtml> (acesso: 05/12/2017)

IBGE. Indicadores trabalho rendimento: PME nova. Disponível em: https://ww2.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/trabalhoerendimento/pme_nova/ (Acesso: 23/11/2017).

IBGE. Indicadores Trabalho Rendimento: PNAD Contínua. Disponível em:



IBGE. Série histórica: IPCA. Disponível em:

https://ww2.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/precos/inpc_ipca/defaultseriesHist.shtm (Acesso: 23/11/2017).

IBGE. Série histórica: PIB. Disponível em:

<https://ww2.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/pib/defaultent.shtm> (Acesso: 23/11/2017)

IPEADATA. Séries históricas diversas. Disponíveis em:

<http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx> (Acesso: 30/11/2017).

MANKIW, N. G. Um curso rápido de revisão de macroeconomia. *Journal of Economic Literature*, v. 28, p. 1645-1669, 1990.

NASSIF, André. As armadilhas do tripé da política macroeconômica brasileira. *Revista de Economia Política*, v. 35, n. 3, p. 426-443, 2015.

NOTAS DE AULA. Tópicos Especiais em Política Macroeconômica, Universidade de Brasília, 2017a

NOTAS DE AULA. Macroeconomia, Universidade de Brasília, 2017b.

SALVATORE, D. *Economia Internacional*. Rio de Janeiro: Editora LTC, 2000.

SCHETTINI, Bernardo Patta; GOUVEA, Raphael Rocha; SACHSIDA, Adolfo. Inflação, desemprego e choques cambiais: Estimativas VAR para a economia brasileira. *Texto para Discussão*, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), 2012.

XP INVESTIMENTOS. SWAP: Troca de Indexadores. Disponível em:

<http://institucional.xpi.com.br/investimentos/produtos-estruturados/Swap.pdf> (Acesso: 23/11/2017)



1ª

**MENÇÃO
HONROSA**

**A GRANDE RECESSÃO DA ECONOMIA
BRASILEIRA E O PROFIT-SQUEEZE**

MATHEUS ROVERE
Universidade de Brasília – UnB

Orientador:
José Luis Oreiro



RESUMO

Este trabalho buscou explicar a crise econômica brasileira vivenciada de 2014 a 2017 como consequência de um profit-squeeze, ou seja, de um esmagamento de lucros. Foi utilizado como embasamento teórico um modelo neo-Kaleckiano com competição internacional e mobilidade de capitais, baseando-se em Robert Blecker. Fazendo uso deste modelo, definimos sob que condições encontramos um resultado aceleracionista, no qual uma queda na participação dos lucros na renda nacional provoca uma queda no grau de utilização da capacidade da produtiva, na taxa de lucro e na taxa de crescimento do capital, gerando um esmagamento de lucros. Após a derivação deste modelo, foi apresentado um breve histórico da economia brasileira a partir de 2010 e os dados empíricos que corroboram com a hipótese de esmagamento de lucros como causa da crise econômica. Como conclusão, dentre os fatores que causaram a crise, temos um cenário de redução da rentabilidade das empresas e da retenção de lucros, descolamento entre salário real e produtividade, apreciação cambial e aumento de custos de produção. Ainda, quanto aos fatores que aprofundaram a crise, temos o ajuste fiscal realizado em 2015 e o aumento do risco-país devido à deterioração do cenário interno brasileiro.

Palavras-chave: Recessão. Economia brasileira. Profit-squeeze. Esmagamento de lucros.





SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	163
2. CRESCIMENTO E DISTRIBUIÇÃO DE RENDA: O DEBATE TEÓRICO SOBRE O PROFIT SQUEEZE	166
3. CONFLITO DISTRIBUTIVO E ESMAGAMENTO DE LUCROS NUM MODELO NEO-KALECKIANO PARA UMA ECONOMIA ABERTA	183
4. A CRISE ECONÔMICA BRASILEIRA E O PROFIT-SQUEEZE	198
5. CONCLUSÃO	211
REFERÊNCIAS	214





1. INTRODUÇÃO

Por meio deste trabalho, visamos elaborar uma hipótese alternativa à visão convencional no que tange às causas da crise econômica brasileira vivenciada de 2014 a 2017. Como visão convencional, entendemos se tratar toda e qualquer visão que cita eventos isolados e confere aos mesmos a magnitude de causar tal crise.

Embora não haja convergência absoluta de ideias dentre os adeptos da visão convencional, temos que o que todos tem em comum é uma visão parcial quanto ao que de fato causou a crise econômica brasileira, optando assim por sopesar fatos pontuais e por vezes recentes, como as pedaladas fiscais, os escândalos de corrupção e a contração fiscal, evitando assim notar que o processo de deterioração da economia brasileira que levou à crise econômica já era observável no início desta década.

Como exemplo, temos o Centro de Estudos de Conjuntura e Política Econômica da Unicamp (Cecon), que publicou uma nota de conjuntura em abril de 2017 intitulada “Choque Recessivo e a maior crise da história: A economia brasileira em marcha a ré” (UNICAMP, 2017). Nesta nota, o diagnóstico apresentado para a crise econômica brasileira aponta o ‘choque recessivo’ de 2015 como principal fator explicativo para o mesmo. Considerando que o ano de 2014 apresentou desempenho negativo do PIB real em seus três últimos trimestres, é evidente que quaisquer fatores que aconteceram de 2015 em diante podem ter sido amplificadores, mas não causadores, de um processo já bem definido de queda no desempenho econômico.

Do lado ortodoxo, com Samuel Pessoa, temos uma visão mais condizente em termos de temporalidade, porém simplista e voltada para o lado fiscal. Segundo o economista, o início da crise econômica provém de erros de política macroeconômica na resposta à crise de 2008, na qual o governo optou por um alívio fiscal como forma de incentivo à economia. Embora essa visão não seja tão imediatista quanto as demais, ela ainda peca por sua simplicidade exagerada e carece de uma ampla gama de análises importantes sobre os demais agregados macroeconômicos (FGV, 2017).

Nelson Barbosa, ex-ministro do Planejamento e ex-ministro da Fazenda do Governo Dilma, por sua vez, atribui o processo de desaceleração econômica a uma piora do cenário internacional ocorrida a partir de 2012. A ex-presidente Dilma, ao depor perante o Senado, em agosto de 2016, insistiu em explicar a recessão como provocada por fatores externos, como o fim do ciclo de juros baixos e injeção de moeda na economia dos Estados Unidos, a desaceleração econômica da China e a queda no preço das *commodities*. Dilma cita um único



fator interno – a falta de chuvas no país. Neste caso, podemos ver uma clara opção por distanciamento em relação à crise econômica por meio da ausência de abordagem dos fatores internos e que, de fato, poderiam ter influência do governo para a sua suavização ou melhora (LIMA, 2018).

Visando fugir das visões convencionais, que pecam ao não abordar a totalidade dos fatos e em não apontar para a visibilidade da trajetória de deterioração da economia brasileira já observável antes do começo da recessão, buscaremos realizar nesse trabalho uma análise abrangente e com a devida fundamentação empírica e teórica. Apresentaremos a hipótese de que a crise econômica brasileira na verdade foi causada por um *profit-squeeze*, ou seja, um esmagamento de lucros das empresas.

A economia brasileira entrou em recessão no segundo trimestre de 2014 e apresentou retração por doze trimestres consecutivos, a Formação Bruta de Capital (FBKF), por sua vez, apresentou queda por quatorze trimestres consecutivos. O fato é que os antecedentes para esses movimentos recessivos já eram formados desde o começo desta década – segundo estudo elaborado por Rocca (2015), o Retorno sobre Capital Próprio (ROE) de empresas não-financeiras caiu de 16,5%, em 2010, para 4,3%, em 2014, tornando-se negativo em termos reais a partir de 2012 quando comparado à média da Taxa Selic.

Visando o devido embasamento teórico para a hipótese de esmagamento de lucros, faremos uso de um modelo neo-Kaleckiano elaborado por Blecker (2002), o qual será apresentado no capítulo 1. Neste modelo, encontraremos as condições para as quais não há conflito distributivo entre capitalistas e trabalhadores a nível macroeconômico, de forma que ambas as classes sociais podem se beneficiar de um aumento da participação dos lucros na renda nacional. Como resultado, temos que uma queda da participação dos lucros na renda nacional leva a uma conseqüente queda nos salários reais, no grau de utilização da capacidade produtiva e na taxa de crescimento do capital, caracterizando assim uma economia que opera com um regime de acumulação do tipo *profit-led*. Visando possibilitar a aplicabilidade deste modelo ao caso brasileiro da forma mais realista possível, faremos os devidos aperfeiçoamentos necessários no mesmo ao longo do segundo capítulo.

No terceiro capítulo, apresentaremos dados sobre a economia brasileira de forma condizente ao embasamento teórico utilizado, reforçando assim a hipótese de esmagamento de lucros. Tendo em vista as críticas emitidas nesta introdução quanto à simplicidade e à temporalidade das causas apresentadas para a crise econômica brasileira, dividiremos a análise dos dados apresentados no terceiro e último capítulo em causas ou antecedentes da crise – ou seja, fatores que possibilitaram a trajetória descendente do crescimento econômico brasileiro –



e em amplificadores da crise, sendo que quanto a estes últimos podemos citar de antemão os choques de política fiscal e de preços e o aumento do risco-país nos anos de 2015 e 2016.

Desta forma, esperamos abordar a grande recessão da economia brasileira, que se estendeu do segundo trimestre de 2014 ao primeiro trimestre de 2017, de forma completa, fazendo uso do devido embasamento teórico e empírico e desenvolvendo a hipótese de esmagamento de lucros, com a consequente queda no investimento e colapso do ritmo de crescimento econômico.



2. CRESCIMENTO E DISTRIBUIÇÃO DE RENDA: O DEBATE TEÓRICO SOBRE O PROFIT SQUEEZE

2.1 INTRODUÇÃO

Visando um diagnóstico acerca da crise econômica brasileira, faremos a exposição teórica de um modelo macroeconômico neo-Kaleckiano, o qual explora como a distribuição da renda nacional entre lucros e salários afeta a demanda agregada e a taxa de crescimento da economia.

Michael Kalecki foi o primeiro economista a construir modelos formais em que trabalhadores possuíam uma propensão marginal a consumir maior do que a dos capitalistas e, por simplicidade, o mesmo assumia que os trabalhadores gastavam todo o seu salário com consumo. Além disso, Kalecki também analisou funções de investimento em que a taxa de investimento dependia positivamente dos lucros retidos, de forma que essa utilização de recursos internos poderia aliviar restrições financeiras sobre o investimento. Logo, a análise incorporou o efeito da distribuição da renda nacional sobre o consumo e a demanda por investimento (BLECKER, 2002, p.129).

Este capítulo está dividido em quatro seções, além desta introdução e da conclusão. Na primeira seção apresentaremos um breve histórico acerca das quatro gerações de modelos neo-Kaleckiano, visando contextualizar a evolução dos mesmos.

Na segunda seção, iremos apresentar a versão canônica do modelo neo-Kaleckiano, o qual possui diversas hipóteses restritivas, como economia fechada e poupança somente a partir dos lucros. A característica fundamental do modelo é de que um aumento da participação dos salários na renda está associado a um aumento da demanda agregada e do nível de utilização da capacidade produtiva, definindo assim um regime de demanda do tipo “estagnacionista”. Nessa classe de modelos, o aumento do nível de utilização da capacidade produtiva é mais do que suficiente para compensar o efeito negativo do aumento (redução) da participação dos salários (lucros) na renda sobre a taxa de lucro. Dessa forma, a redistribuição de renda dos lucros para os salários irá resultar não apenas no aumento do nível de utilização da capacidade produtiva, como também da taxa de lucro. Sendo assim, não há conflito de interesses entre capitalistas e trabalhadores a nível macroeconômico, pois ambas as classes sociais podem se beneficiar de um aumento da participação dos lucros na renda. Como resultado do efeito combinado do

¹ Todo este capítulo é baseado em Blecker (2002).



aumento do nível de utilização da capacidade produtiva e da taxa de lucro, o aumento da participação dos salários na renda irá produzir também um aumento da taxa de acumulação de capital, definindo assim um regime de acumulação do tipo *wage-led*.

Na terceira seção, apresentaremos o modelo de Marglin e Bhaduri (1990) que nos mostra uma especificação da função investimento, a qual é distinta da versão canônica do modelo neo-Kaleckiano; permitindo, assim, a ocorrência de uma situação de *profit-squeeze* – ou seja, uma situação na qual o aumento da participação dos salários na renda nacional irá levar a uma redução da taxa de lucro.

Por fim, na quarta seção, iremos apresentar o modelo de Blecker (2002) que incorpora a competição internacional e a mobilidade internacional de capitais na estrutura do modelo neo-Kaleckiano com o objetivo de definir um conjunto mais amplos de condições nas quais a ocorrência de *profit-squeeze* é possível.

2.2 AS QUATRO GERAÇÕES DE MODELOS NEO-KALECKIANOS

2.2.1 Modelo neo-Kaleckiano da 1ª geração

No período posterior à Grande Depressão e à Segunda Guerra Mundial, a literatura inicial que se formou com base no trabalho de Kalecki enfatizava a tendência à estagnação secular da economia.

Representada principalmente por Steindl (1952), tal literatura argumentava que havia uma forte tendência no capitalismo à concentração industrial, levando à emergência de um modelo de competição oligopolista e com margens de lucro crescentes. Seguindo tal linha de raciocínio, teríamos uma tendência à elevação na participação dos lucros na renda nacional, o que levaria a uma estagnação generalizada na demanda dos consumidores.

Além disso, Steindl (1952) também acreditava que tal comportamento oligopolista colocaria travas no investimento, visto que as firmas que concentram a produção não teriam incentivo para instalar capacidade excedente. Desta forma, temos que o Modelo neo-Kaleckiano de 1ª geração induz à conclusão de que a economia tenderia a um estado de estagnação crônica (BLECKER, 2002, p. 130).

2.2.2 Modelo neo-Kaleckiano da 2ª geração



A segunda geração de modelos neo-Kaleckianos de uma forma geral corroborava com a visão estagnacionista de Steindl e de uma economia com firmas com poder de oligopólio.

Harris (1974) e Asimakopulos (1975) desenvolveram modelos neo-Kaleckianos nos quais um aumento no *mark-up* praticado pelas firmas levaria a uma contração do produto e do emprego devido à redistribuição da renda nacional dos salários para os lucros.

Krugman e Taylor (1978) desenvolveram um modelo estagnacionista – isto é, um modelo no qual um aumento da participação dos lucros levaria a uma queda do grau de utilização da capacidade produtiva e da demanda agregada - voltado para países em desenvolvimento, no qual uma desvalorização cambial contrai o produto doméstico pois redistribui a renda para os lucros, sendo esta uma implicação originalmente cunhada por Díaz-Alejandro (1963).

De uma forma geral, os modelos Neo-Kaleckianos da segunda geração consideravam investimento como uma variável exógena (BLECKER, 2002, p. 130).

2.2.3 Modelo neo-Kaleckiano da 3ª geração

Na terceira geração de modelos, ocorreu um grande avanço devido ao fato de que o investimento começou a ser considerado endógeno, em especial por parte dos trabalhos de Del Monte (1975), Rowthorn (1982), Dutt (1984, 1987), Taylor (1983, 1985) e Amadeo (1986).

A maioria destes autores assumia que o investimento era uma função crescente tanto da taxa de lucro quanto da taxa de utilização da capacidade produtiva, além de que toda a poupança era proveniente dos lucros.

Estes modelos ainda preservavam o resultado estagnacionista de que um aumento na margem de lucros (ou uma redução no salário real) necessariamente diminuiria tanto a utilização de capacidade produtiva quanto o crescimento econômico em uma economia caracterizada por capacidade em excesso (BLECKER, 2002, p.130-31).

2.2.4 Modelo neo-Kaleckiano da 4ª geração

Por fim, temos os modelos neo-Kaleckianos da 4ª geração. Na quarta geração, foram desenvolvidos vários modelos que mostravam que a estagnação não era um resultado necessário dos modelos neo-Kaleckianos, mesmo no caso em que as firmas apresentam um comportamento oligopolístico, fixando seus preços com base num *mark-up* sobre os custos unitários de produção e com capacidade produtiva excedente.



Bhaduri e Marglin (1990) cunharam o termo “aceleracionista” para descrever o caso em que ocorre o oposto, ou seja, uma situação em que um aumento no *mark-up* ou da margem de lucro estimula a demanda agregada e aumenta a utilização da capacidade produtiva.

O aceleracionismo ocorre nestes modelos se há uma forte resposta positiva da demanda por investimentos em resposta a um aumento na participação dos lucros na renda nacional. Taylor (1990) mostrou que se relaxarmos a hipótese de que toda poupança provém apenas dos lucros, e considerarmos que os trabalhadores também poupam, podemos obter um resultado aceleracionista, visto que isso acabaria por reduzir o efeito estimulante sobre o consumo que uma redistribuição dos lucros para os salários causa.

Blecker (1989) e Bhaduri e Marglin (1990) argumentaram que o aceleracionismo também poderia resultar num contexto de economia aberta a competição internacional, pois um corte de salários que redistribuísse a renda nacional para os lucros deixaria a economia mais competitiva (BLECKER, 2002, p.131).

2.3 O MODELO NEO-KALECKIANO CANÔNICO

Partiremos de um modelo estagnacionista simples para, posteriormente, relaxarmos as hipóteses restritivas presentes no modelo e obtermos o desejado resultado aceleracionista. Inicialmente, consideramos uma economia fechada, sem governo e na qual a propensão a poupar dos trabalhadores é igual a zero (BLECKER, 2002, p.132):

$$P = \varphi a_0 w, \quad \varphi > 1 \quad (1)$$

φ : *mark-up*

a_0 : requisito unitário de mão de obra (horas/unidade produzida)

w : salário nominal

Se desconsiderarmos a existência de bens intermediários, teremos que o lucro é igual ao valor adicionado por unidade produzida. Portanto, a participação dos lucros no valor adicionado é dada por (BLECKER, 2002, p.132):

$$m = \frac{P - a_0 w}{P} = \frac{\varphi a_0 w - a_0 w}{\varphi a_0 w}$$



$$m = \frac{\varphi - 1}{\varphi} \quad (2)$$

Diferenciando a equação (2) com respeito a taxa de *mark-up* temos que:

$$\frac{\partial m}{\partial \varphi} = \frac{\varphi - (\varphi - 1)}{\varphi^2} = \frac{1}{\varphi^2} > 0$$

Partindo da definição da taxa de lucro r , temos:

$$r = \frac{(P - a_0 w)Y}{PK} = \left(\frac{\varphi - 1}{\varphi}\right) \frac{Y}{K}$$

$$r = mu \quad (3)$$

Onde Y é o produto real e K é o estoque de capital. Definiremos também uma variável $u = Y/K$, a qual servirá como uma *proxy* para a taxa de utilização da capacidade produtiva (BLECKER, 2002, p.132).

Prosseguindo, temos que toda poupança é proveniente dos lucros e s_π é a propensão a poupar a partir dos lucros, com $0 < s_\pi < 1$. Portanto, podemos definir a função poupança como proporção do estoque de capital como:

$$\sigma = \frac{S}{K} = s_\pi r = s_\pi mu \quad (4)$$

Passando agora à determinação da função de investimento como endógena, seguindo Rowthorn (1982), Dutt (1984, 1987) e Taylor (1983, 1991), o investimento é suposto como uma função da taxa de lucro e do grau de utilização da capacidade produtiva:

$$g = \gamma_0 + \gamma_1 r + \gamma_2 u, \quad \gamma_j > 0 \quad (j = 0, 1, 2) \quad (5)$$

Onde $g = I/K$ é a demanda por investimento em proporção ao estoque de capital, ignoramos a existência de depreciação por simplicidade. $\gamma_0 > 0$ reflete os “*animal spirits*” dos empreendedores ou a sua disposição para investir apesar da incerteza (DEQUECH, 2000),



$\gamma_1 r > 0$ é uma função da taxa de lucro e $\gamma_2 u > 0$ é uma função do grau de utilização da capacidade produtiva (BLECKER, 2002, p.132-33).

O efeito positivo para a demanda por investimento visto em r pode ser justificado ou pelo uso de lucros retidos para aliviar as restrições financeiras ao investimento ou se pensarmos como sendo uma *proxy* para a taxa esperada de retorno sobre novos investimentos.

O efeito positivo de u é o equivalente do efeito acelerador, ou seja, do efeito do crescimento econômico na demanda por novos equipamentos de capital, o que é aqui aplicado por meio do grau de utilização da capacidade produtiva como *proxy*.

O equilíbrio no mercado de bens é dado por:

$$g = \sigma \quad (6)$$

Substituindo as expressões (4) e (5) em (6) obtemos:

$$s_\pi mu = \gamma_0 + \gamma_1 r + \gamma_2 u$$

Como visto em (3), temos $r = mu$, portanto substituímos em $\gamma_1 r$:

$$s_\pi mu = \gamma_0 + \gamma_1 mu + \gamma_2 u$$

$$u = \frac{\gamma_0}{m(s_\pi - \gamma_1) - \gamma_2} \quad (7)$$

Para que o equilíbrio no mercado de bens seja estável, a sensibilidade da poupança às variações do grau de utilização da capacidade produtiva deve ser maior do que a sensibilidade do investimento às variações do grau de utilização da capacidade, o que requer que o denominador de (7) seja positivo.

Derivando (7) com relação a m obtemos:

$$\frac{\partial u}{\partial m} = - \frac{(s_\pi - \gamma_1)\gamma_0}{[(s_\pi - \gamma_1)m - \gamma_2]^2} < 0$$

Logo, um aumento da participação dos lucros na renda gera uma redução do grau de utilização da capacidade produtiva, definindo assim um regime de demanda estagnacionista.



Além disso, não apenas u é negativamente afetado por um aumento em m , mas também a taxa de lucros de equilíbrio, r , e a taxa de crescimento, g . Dessa forma, o regime de acumulação é *wage-led*. Agora, se derivarmos $r = mu$ com relação a m e substituirmos para $\partial u/\partial m$, obtemos:

$$\frac{\partial r}{\partial m} = u + m \frac{\partial u}{\partial m}$$

$$\frac{\partial r}{\partial m} = \frac{\gamma_0}{m(s_\pi - \gamma_1) - \gamma_2} + m \left\{ \frac{-(s_\pi - \gamma_1)\gamma_0}{[(s_\pi - \gamma_1)m - \gamma_2]^2} \right\}$$

Isolando γ_0 :

$$\frac{\partial r}{\partial m} = \frac{\gamma_0[(s_\pi - \gamma_1)m - \gamma_2] - (s_\pi - \gamma_1)\gamma_0 m}{[(s_\pi - \gamma_1)m - \gamma_2]^2}$$

$$\frac{\partial r}{\partial m} = \frac{-\gamma_2\gamma_0}{[(s_\pi - \gamma_1)m - \gamma_2]^2} < 0 \quad (9a)$$

Quanto à derivação da taxa de crescimento em relação a participação dos lucros na renda temos pela expressão (4) que

$$\frac{\partial \sigma}{\partial m} = s_\pi \frac{\partial r}{\partial m}$$

$$\frac{\partial g}{\partial m} = \frac{-s_\pi\gamma_2\gamma_0}{[(s_\pi - \gamma_1)m - \gamma_2]^2} < 0 \quad (9b)$$

O efeito negativo de u em g define um regime de acumulação do tipo *wage-led*. Também nos referimos ao efeito negativo de m em r como estagnacionismo cooperativo, o qual será explicado abaixo.

Se os capitalistas querem uma taxa de lucro e uma taxa de crescimento maiores, eles devem permitir que os trabalhadores obtenham uma taxa de salário maior e, portanto, uma maior participação dos salários na renda nacional. Se os capitalistas quiserem em vez disso



aumentar sua própria participação na renda, eles acabarão por reduzir a demanda agregada de forma que a queda em u acaba por contrapor o aumento em m e $r = mu$ se reduz.

Logo, isso dá base a uma política de “compromisso de classes”, no qual há uma solução cooperativa em que trabalhadores conseguem salários reais maiores e mais empregos enquanto os capitalistas obtêm lucros maiores e uma acumulação de capital mais rápida.

Contudo, esses resultados não necessariamente se mantêm em casos mais gerais que veremos a seguir, nos quais reduzimos ou retiramos as hipóteses simplificadoras aqui utilizadas.

2.4 O MODELO MARGLIN-BHADURI E A ESPECIFICAÇÃO DA FUNÇÃO INVESTIMENTO

Seguindo os passos de Marglin e Bardurin (1990), temos que a hipótese de que $\gamma_2 > 0$ sugere um forte efeito acelerador, isso é, o efeito negativo da redução da utilização da capacidade produtiva u necessariamente domina o efeito estimulante de um aumento na participação dos lucros quando a renda é redistribuída dos salários para os lucros.

Para ambos autores, se as firmas querem investir mais ou menos depende se as mesmas estão mais preocupadas com demanda e utilização da capacidade (caso em que elas investiriam mais) ou com a lucratividade (caso no qual elas investiriam menos). O sinal de γ_2 , portanto, seria *a priori* ambíguo.

Logo, vamos considerar uma função mais geral de investimento:

$$g = h(m, u) \quad (10)$$

Com derivadas parciais $h_m > 0$ e $h_u > 0$. De acordo com Marglin e Bardurin (1990), a hipótese de $h_u > 0$ é baseada numa suposição mais fraca, porém plausível, de que se u cresce enquanto m permanece constante, isto é, se há mais demanda com a mesma participação dos lucros, então as firmas necessariamente desejam investir mais.

Utilizando a expressão (10) no lugar da expressão (5) juntamente com a função de poupança vista em (4) e considerando a condição de equilíbrio $g = \sigma$, obtemos a curva IS, a qual é o lócus das combinações entre a participação dos salários na renda e do grau de utilização da capacidade produtiva para as quais o mercado de bens está em equilíbrio:

$$s_{\pi}mu = h(m, u) \quad (11)$$



Efetuada a derivação total de (11), obtemos:

$$(s_{\pi}u - h_m)dm = -(s_{\pi}m - h_u)du$$

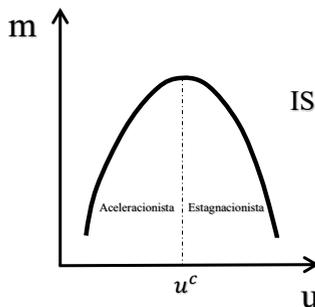
$$\frac{\partial u}{\partial m} = \frac{-(s_{\pi}u - h_m)}{(s_{\pi}m - h_u)} \quad (12)$$

O denominador de (12) deve ser positivo para que o equilíbrio no mercado de bens seja estável, o numerador pode ser tanto positivo como negativo. Logo, o regime de demanda é estagnacionista ($\frac{\partial u}{\partial m} < 0$) quando $s_{\pi}u > h_m$ e aceleracionista ($\frac{\partial u}{\partial m} > 0$) quando $s_{\pi}u < h_m$, de forma que:

$$s_{\pi}u - h_m = 0$$
$$u^c = \frac{h_m}{s_{\pi}}$$

Logo, temos um nível crítico de utilização da capacidade produtiva, u^c , acima do qual obtemos um resultado estagnacionista e abaixo do qual obtemos um resultado aceleracionista. Portanto, para valores de u abaixo de u^c , uma redistribuição da renda dos salários para os lucros resultará em um aumento do grau de utilização da capacidade produtiva, u :

Figura 1 – Nível crítico de utilização da capacidade produtiva



Fonte: Elaborado pelo autor.



O ponto chave para obter o resultado aceleracionista é, portanto, um efeito relativamente grande da participação dos lucros na acumulação desejada, que aqui é dada como h_m , visto que quanto maior for h_m maior será o nível crítico u^c .

2.5 COMPETIÇÃO INTERNACIONAL E MOBILIDADE DE CAPITAIS: O MODELO DE BLECKER

Em modelo neo-Kaleckiano desenvolvido por Blecker (2002), a abertura da economia, tanto para o comércio como para o fluxo de capitais, torna mais difícil um resultado de *wage-led growth*, como o derivado em (9a) e (9b).

De uma forma geral, quanto mais expostos os produtos de um país estiverem à competição baseada em preços de produtos estrangeiros similares² e quanto mais o investimento de um país for suscetível à lucratividade presente em outros países, mais provável é que a economia deste país se comporte de forma aceleracionista, na qual uma redução nas margens de lucro das firmas levaria à redução do grau de utilização da capacidade produtiva e do produto.

Por exemplo, se um aumento de salários nominais é repassado para os preços, então os produtos domésticos ficam menos competitivos em comparação aos produtos estrangeiros e provavelmente haverá uma piora na balança comercial, com um impacto negativo na demanda agregada.

Ao mesmo tempo, a competição internacional também força as empresas a não repassar tal aumento de salário para os preços e, portanto, há uma diminuição das margens de lucro. Como resultado, uma redistribuição da renda para os salários pressiona a demanda agregada para baixo por meio do comércio internacional. Além disso, se o aumento de salários leva a uma redução na margem de lucro, investir no país em questão se torna menos atrativo em comparação a países estrangeiros, o que leva a uma diminuição no investimento doméstico, tanto por capital estrangeiro quanto doméstico.

Estender o modelo neo-Kaleckiano de forma a incorporar esses aspectos de comércio internacional e investimento requer três modificações. Primeiro, a expressão vista em (1), de preço, custo e margem de lucro, deve ser feita flexível de forma a incorporar as reações das firmas a pressões de competição internacional. A margem de lucro é determinada pela seguinte função de elasticidade constante:

² Isto é, bens domésticos e estrangeiros são substitutos próximos e os mercados são relativamente abertos.



$$\varphi = \Phi q^\theta \quad (14)$$

Onde $q = eP^*/P$ é a taxa real de câmbio, sendo e a taxa nominal de câmbio, P^* o nível de preços dos produtos estrangeiros em moeda estrangeira e P é o nível de preços dos bens domésticos. $\Phi > 1$ é a ‘meta’ de margem de lucro das firmas domésticas, sendo um parâmetro exógeno que reflete o grau de monopólio segundo Kalecki. Por fim, $\theta > 0$ é a elasticidade da margem de preços e custos dada a taxa de câmbio real.

Substituindo (14) em (1) temos:

$$P = \Phi q^\theta a_0 w$$
$$\varphi = \Phi^{\frac{1}{1+\theta}} \left(\frac{eP^*}{a_0 w} \right)^{\frac{\theta}{1+\theta}} \quad (15)$$

Sendo ϑ a razão de preços dos bens estrangeiros em relação ao custo unitário do trabalho doméstico, temos que:

$$\vartheta = \frac{eP^*}{a_0 W}$$
$$q\varphi = \frac{eP^*}{P} \frac{P}{a_0 W} = \frac{eP^*}{a_0 W} = \vartheta$$

Logo, $\vartheta = q\varphi$ e:

$$\varphi = \Phi^{\frac{1}{1+\theta}} \vartheta^{\frac{\theta}{1+\theta}} \quad (16)$$

Substituindo (16) em (2), a participação dos lucros vira uma função positiva de dois fatores, sendo eles a meta de margem de lucro Φ e razão de custo-competividade z :

$$m = \frac{\Phi^{\frac{1}{1+\theta}} \vartheta^{\frac{\theta}{1+\theta}} - 1}{\Phi^{\frac{1}{1+\theta}} \vartheta^{\frac{\theta}{1+\theta}}} = m(\Phi, \vartheta) \quad (17)$$



Onde $m_\phi > 0$ e $m_\theta > 0$.

A segunda modificação é que, na presença de mobilidade de capitais, o investimento doméstico é sensível às diferenças entre a taxa de lucro doméstica e a internacional. Isso sugere que modifiquemos a função de investimento da seguinte forma:

$$g = \gamma_0 + \gamma_1(m\bar{u} - R^*) + \gamma_2u \quad (18)$$

Onde R^* é a taxa de lucro internacional, dada como exógena seguindo a hipótese de que se trata de um país pequeno (que não consegue afetar por si só o mercado internacional), e \bar{u} é o grau normal de utilização da capacidade produtiva.

Por fim, a terceira modificação é que a condição de equilíbrio entre poupança e investimento precisa ser alterada de forma a incluir a balança comercial. Aqui, permitimos que haja poupança tanto através dos salários quanto através dos lucros, mas, por simplicidade, assumimos que não há gastos do governo ou impostos. A seguinte equação apresenta condição de equilíbrio no mercado de bens:

$$\sigma = g + nx \quad (19)$$

Sendo nx a balança comercial, medida como proporção do estoque de capital. Temos que:

$$nx = nx(q, u) \quad (20)$$

Assumindo que a condição de Marshall-Lerner³ se sustenta, uma depreciação real (aumento em q) melhora a balança comercial ($nx_q > 0$). Uma elevação da utilização da capacidade produtiva aumenta a demanda por importações e, portanto, piora a balança comercial ($nx_u < 0$):

$$\frac{\partial nx}{\partial q} = nx_q > 0$$

³ Para que a condição de Marshall-Lerner se sustente, é necessário assumir que a soma das elasticidades preço da demanda por exportações e importação é maior do que um em termos absolutos.



$$\frac{\partial nx}{\partial u} = nx_u < 0$$

Temos:

$$\sigma = [s_\pi m + s_w (1 - m)] u \quad (21)$$

Obtendo a curva IS de condição de equilíbrio no mercado de bens:

$$[s_\pi m + s_w (1 - m)] u = \gamma_0 + \gamma_1 (m\bar{u} - R^*) + \gamma_2 u + nx(q, u)$$

Contudo,

$$m = m(\Phi, \vartheta)$$

$$q = \vartheta \varphi^{-1} = \vartheta \Phi^{-\frac{1}{1+\theta}} \vartheta^{-\frac{\theta}{1+\theta}}$$

$$q = \vartheta \varphi^{-1} = \Phi^{-\frac{1}{1+\theta}} \vartheta^{\frac{1}{1+\theta}} \quad (22)$$

Temos:

$$[(s_\pi - s_w)m(\Phi, \vartheta) + s_w] u = \gamma_0 + \gamma_1 [(m(\Phi, \vartheta)\bar{u} - R^*)] + \gamma_2 u + nx\left(\Phi^{-\frac{1}{1+\theta}} \vartheta^{\frac{1}{1+\theta}}, u\right) \quad (23)$$

Embora Φ e ϑ tenham impacto simétrico e positivo sobre m , eles têm efeitos opostos (negativo e positivo, respectivamente) sobre o câmbio real q e, portanto, sobre a balança comercial b .

Consideraremos agora dois casos, sendo o primeiro uma melhoria da competitividade custo, ϑ . Um aumento na competitividade custo pode resultar de uma depreciação cambial (aumento em e), de inflação nos países estrangeiros (aumento em P^*), melhorias na produtividade (queda em a_0) ou corte de salários (queda em W). Derivando (23) com relação a u e ϑ obtemos:

$$\frac{\partial u}{\partial \vartheta} = \left\{ \frac{[-(s_\pi - s_w)u + \gamma_1 \bar{u}]m_\vartheta}{S_0(m)} + \frac{q}{\vartheta(1+\theta)} \frac{nx_q}{S_0(m)} \right\} \quad (24)$$



Sendo $S_0(m) = (s_\pi - s_w)m + s_w - \gamma_2 - nx_u > 0$ para que ocorra o equilíbrio no mercado de bens.

Temos, portanto, dois termos entre chaves. O primeiro termo possui um sinal ambíguo, que pode ser positivo ou negativo. A expressão $\gamma_1 \bar{u}$ representa o efeito da melhoria da competitividade no investimento, o qual é positivo haja vista que $\gamma_1 \bar{u} > 0$.

Já a expressão $-(s_\pi - s_w)u$ representa o efeito sobre o consumo, o qual é negativo. Contudo, a magnitude do mesmo depende da diferença entre s_π , que é a propensão a poupar a partir dos lucros, e s_w , que é a propensão a poupar a partir dos salários. Se tal diferença for suficientemente pequena, isto é, menor que o efeito causado por $\gamma_1 \bar{u}$, teremos que o primeiro termo como um todo terá sinal positivo, isto é, $\left\{ \frac{[-(s_\pi - s_w)u + \gamma_1 \bar{u}]m_\theta}{S_0(m)} \right\} > 0$.

Quanto ao segundo termo, o mesmo é positivo e implica que o efeito da melhora na demanda externa contribui para que uma melhora na competitividade provoque um aumento no grau de utilização, u . Isto porque ocorre um aumento nas exportações, fazendo com que a demanda externa contribua positivamente para que $\frac{\partial u}{\partial \theta} > 0$.

Temos que o primeiro termo representa a absorção doméstica, haja vista que ele demonstra as consequências sobre o consumo e o investimento. Desta forma, se considerarmos a hipótese acima de sinal positivo, temos que o regime de demanda será aceleracionista, isto é, uma redistribuição da renda nacional dos salários para os lucros, por meio de uma melhoria em θ , ocasionará em um aumento no grau de utilização da capacidade produtiva.

Como resultado, um aumento simultâneo da participação dos lucros e da utilização da capacidade produtiva irá gerar um aumento na taxa de crescimento do estoque de capital, g , o que caracteriza a existência de um regime de acumulação do tipo *profit-led*.

Desta forma, analisaremos agora o efeito de um aumento do poder de monopólio das empresas domésticas, isto é, um aumento em Φ . Derivamos então a expressão de equilíbrio no mercado de bens por u e Φ :

$$\frac{\partial u}{\partial \Phi} = \left\{ \frac{[-(s_\pi - s_w)u + \gamma_1 \bar{u}]m_\Phi}{S_0(m)} \right\} - \left\{ \frac{q}{\Phi(1 + \theta)} \frac{nx_q}{S_0(m)} \right\} \quad (25)$$

Podemos comparar as expressões (24) e (25), de forma que nesta última o sinal do segundo termo é negativo, o que indica que um aumento de Φ tem um efeito negativo sobre a



demanda externa, reduzindo-a. Quanto ao primeiro termo entre chaves, temos que o sinal do mesmo é novamente ambíguo.

Temos, portanto, que um resultado de regime de demanda estagnacionista é mais provável de ocorrer no caso em que a variação da participação dos lucros decorre de uma variação no poder de monopólio das empresas domésticas. Logo, uma economia aberta tem mais propensão a se comportar de forma estagnacionista em resposta a mudanças na meta de margem de lucro do que em resposta a mudanças na competitividade custo. Como resultado, políticas de competição que reduzam o poder de monopólio das firmas e diminuam suas metas de margem de lucro tendem a expandir o produto em uma economia aberta ao mesmo tempo em que aumentam os salários reais e redistribuem a renda.

Por fim, podemos analisar em quais situações temos um *profit-squeeze*, isto é, uma queda na taxa de lucro, vista em (3), e uma queda na taxa de acumulação de capital, vista em (18):

$$r = mu \quad (3)$$

$$g = \gamma_0 + \gamma_1(m\bar{u} - R^*) + \gamma_2u \quad (18)$$

Derivando a taxa de lucro:

$$\frac{\partial r}{\partial m} = u > 0$$

$$\frac{\partial r}{\partial u} = m > 0$$

Derivando a taxa de crescimento do capital:

$$\frac{\partial g}{\partial m} = \gamma_1\bar{u} > 0$$

$$\frac{\partial g}{\partial u} = \gamma_2 > 0$$

$$\frac{\partial g}{\partial R^*} = -\gamma_1 < 0$$



Portanto, temos que qualquer fator que provoque queda na participação dos lucros na renda nacional ou no grau de utilização da capacidade produtiva provocará também uma queda na taxa de lucro, sendo que o resultado análogo é obtido para a taxa de crescimento do capital. Logo, haja vista o resultado aceleracionista desejado, no qual uma queda na participação dos lucros gera uma queda no grau de utilização da capacidade produtiva, temos que uma queda em m por consequência também diminuirá o nível de u , de forma que a taxa de lucro e a taxa de crescimento do capital sofrem um impacto negativo tanto pelo lado da participação dos lucros quanto pelo lado do grau de utilização.

2.6 CONCLUSÃO

No começo deste capítulo apresentamos um breve histórico acerca dos modelos neo-Kaleckianos, seguindo o trabalho de Blecker (2002), e, depois, derivamos um modelo canônico simples no qual a economia é fechada e toda a poupança se dá a partir dos lucros. Este modelo inicial apresenta um regime de demanda estagnacionista, isto é, no qual um aumento na participação dos lucros provocaria uma queda no grau de utilização da capacidade produtiva, de forma que $\frac{\partial u}{\partial m} < 0$.

Posteriormente, seguimos os passos de Marglin e Bardurín (1990) quanto à especificação da função investimento, de forma que é possível obter um resultado aceleracionista, com $\frac{\partial u}{\partial m} > 0$, quando $s_{\pi}u < h_m$. Logo, o insumo necessário para um resultado aceleracionista seria um efeito relativamente grande de um aumento da participação dos lucros sobre a acumulação desejada, que é dada por h_m .

Por fim, relaxamos as hipóteses do modelo canônico de forma a incluir poupança a partir dos salários, competição internacional e mobilidade de capitais. Para adequar o modelo neo-Kaleckiano a essa realidade são necessárias três modificações importantes (i) a definição de preço, custo e margem de lucro deve ser flexível de forma a incorporar reações das firmas a pressões de competição internacional; (ii) o investimento doméstico, na presença de mobilidade de capitais, deve ser sensível às diferenças entre a taxa de lucro doméstica e a internacional e (iii) a condição de equilíbrio entre poupança e investimento precisa ser alterada de forma a incluir a balança comercial: $\sigma = g + nx$.

A partir destas últimas modificações, chegamos à conclusão de que o resultado aceleracionista é mais provável de ocorrer quando o aumento da participação dos lucros se der por meio de um aumento da competitividade-custo doméstica, ϑ , do que por meio de um



aumento do grau de monopólio, Φ . Isso ocorre pois um aumento de ϑ possui um efeito positivo sobre o balanço de pagamentos, nx .

Desta forma, ao tornarmos o modelo neo-Kaleckiano mais realista por meio do relaxamento das hipóteses iniciais, conseguimos definir em quais situações um aumento da participação dos lucros na renda nacional provoca um aumento no grau de utilização da capacidade produtiva e gera o desejado resultado aceleracionista.

Por fim, analisamos em quais situações poderíamos ter um caso de *profit-squeeze*, isto é, queda na taxa de lucro e na taxa de crescimento do capital. Tendo em vista o resultado aceleracionista desejado, no qual uma queda na participação dos lucros gera uma queda no grau de utilização da capacidade produtiva, temos que uma queda em m diminuirá o nível de u , de forma que a taxa de lucro e a taxa de crescimento do capital sofrem um impacto negativo tanto pelo lado da participação dos lucros quanto pelo lado do grau de utilização.

Desta forma, qualquer fator que diminua o nível da participação dos lucros na renda nacional – como por exemplo uma queda da competitividade externa das empresas domésticas – provocará queda na taxa de lucro e na taxa de crescimento do capital, gerando um *profit-squeeze*.



3. CONFLITO DISTRIBUTIVO E ESMAGAMENTO DE LUCROS NUM MODELO NEO-KALECKIANO PARA UMA ECONOMIA ABERTA

3.1 INTRODUÇÃO

Visando elaborar um modelo que se aplique ao caso brasileiro, iremos partir do modelo neo-Kaleckiano de economia aberta exposto no capítulo anterior.

Na primeira seção deste capítulo, iremos derivar a curva ED (equilíbrio distributivo) a qual consiste no locus de combinações entre salário real e nível de utilização da capacidade produtiva para as quais não existe conflito distributivo entre trabalhadores e capitalistas pela apropriação da renda nacional.

Na segunda seção, iremos adicionar o déficit governamental e um fator de risco-país ao equilíbrio no mercado de bens do modelo neo-Kaleckiano com competição internacional e mobilidade de capitais.

Na terceira seção, faremos uso dos resultados encontrados nas duas primeiras seções para formar o modelo IS-ED, no qual agregaremos as perspectivas de equilíbrio distributivo e equilíbrio no mercado de bens. Além disso, efetuaremos a derivação total do modelo para subsidiar os exercícios de estática comparativa da próxima seção.

Por fim, realizaremos exercícios de estática comparativa no modelo IS-ED, visando a análise de como diversas variáveis afetam o salário real, o grau de utilização da capacidade produtiva, a taxa de crescimento do capital e a taxa de lucro.

3.2 DERIVANDO A CURVA ED

Começaremos nossa análise por meio da derivação do conflito distributivo e, para isso, partiremos da definição de preço apresentada anteriormente:

$$P = \Phi q^\theta a_0 w \quad (1)$$

Podemos escrever o preço em forma logarítmica:

$$\hat{P} = \ln\Phi + \theta \ln q + \ln w + \ln a$$



Sendo a e Φ parâmetros fixos, se diferenciarmos a equação anterior com respeito ao tempo, temos que:

$$\hat{P} = \theta \hat{q} + \hat{w} \quad (2)$$

Sendo \hat{P} o preço, \hat{q} o câmbio real, \hat{w} é o salário nominal – todos estes diferenciados ao longo do tempo – e θ é elasticidade da margem de preços e custos dada a taxa de câmbio real.

Agora, partindo da nossa definição de câmbio real q , com E sendo a taxa nominal de câmbio, P^* o nível de preços estrangeiros em moeda estrangeira e P o nível de preços doméstico, temos que:

$$q = \frac{EP^*}{P}$$

Aplicando o logaritmo, temos:

$$\hat{q} = \ln E + \ln P^* - \ln P$$

Diferenciando com respeito ao tempo, chegamos a seguinte expressão:

$$\hat{q} = \hat{E} + \hat{P}^* - \hat{P} \quad (3)$$

Substituindo (3) em (2) temos após os algebrismos necessários:

$$\hat{P} = \frac{\theta(\hat{E} + \hat{P}^*)}{(1 + \theta)} + \frac{\hat{w}}{(1 + \theta)} \quad (4)$$

Agora definiremos \hat{w} , que é a taxa de inflação salarial, como sendo determinada pela inflação do período anterior mais um fator que reflete o nível de insatisfação distributiva dos sindicatos, dado pela diferença entre o salário real desejado, \bar{v} , e o salário real atual, v :

$$\hat{w} = \hat{P}_{-1} + \gamma [\bar{v} - v] \quad (5)$$



O salário real desejado é uma função da taxa de emprego c (percentual da força de trabalho que se encontra empregada), sendo quanto maior o percentual empregado da mão de obra da economia, maior o salário real desejado; e de um termo constante, v_0 , que representa todos os demais fatores que podem afetar o salário real desejado, como o nível de sindicalização da força de trabalho, o grau de centralização das barganhas coletivas, o nível e a duração do seguro-desemprego, etc. (BLANCHARD, 2007, p.114). Temos, então, que:

$$\bar{v} = v_0 + v_1 c \quad (6)$$

Onde c , a taxa de emprego, é dada por:

$$c = \frac{L}{N} = \frac{L}{Y} \frac{Y}{\bar{Y}} \frac{\bar{Y}}{K} \frac{K}{N} = a_0 u \alpha \tilde{k} \quad (7)$$

Onde $\tilde{k} = \frac{K}{N}$ é o estoque de capital per-capita; a_0 é o requisito unitário de mão de obra; u é o grau de utilização da capacidade produtiva; α é a produtividade do capital.

Dividimos ambos da equação (1) por P obtemos a seguinte expressão:

$$v = \frac{w}{P} = \frac{1}{\Phi q^\theta a_0} \quad (8)$$

Substituindo a definição de (7) em (6) temos que:

$$\bar{v} = v_0 + v_1 a_0 u \alpha \tilde{k} \quad (9)$$

Substituindo em (9) em (5), temos que:

$$\hat{w} = \hat{P}_{-1} + \gamma [v_0 + v_1 a_0 u \alpha \tilde{k} - v] \quad (10)$$

A equação (10) apresenta a inflação salarial como uma função (i) positiva da inflação do período anterior; (ii) positiva do grau de utilização da capacidade produtiva e (iii) inversa do nível de salário real.

Substituindo a equação (10) em (4), obtemos a expressão para a taxa de inflação nessa economia:



$$\hat{P} = \frac{\theta(\hat{E} + \hat{P}^*)}{(1+\theta)} + \frac{\hat{P}_{-1} + \gamma [v_0 + v_1 a_0 u \alpha \bar{k} - v]}{(1+\theta)} \quad (11)$$

Iremos supor que o Banco Central adota um regime cambial do tipo *crawling-peg* no qual a taxa de desvalorização do câmbio nominal é igual a diferença entre a taxa de inflação doméstica e a taxa de inflação internacional com o objetivo de manter a taxa real de câmbio constante ao longo do tempo, ou seja que, $\hat{E} = \hat{P} - \hat{P}^*$. Dessa forma, temos que:

$$\hat{P} = \hat{P}_{-1} + \gamma [v_0 + v_1 a_0 u \alpha \bar{k} - v] \quad (12)$$

A expressão (12) é a forma final para a equação de inflação da economia em consideração. Para que a inflação seja constante ao longo do tempo, ou seja $\hat{P} = \hat{P}_{-1}$, é necessário que:

$$\gamma [v_0 + v_1 a_0 u \alpha \bar{k} - v] = 0 \quad (13)$$

Resolvendo a equação (13) para o nível de utilização da capacidade produtiva, chegamos a seguinte expressão:

$$u = \frac{v - v_0}{a_0 \alpha v_1 \bar{k}} \quad (14)$$

A equação (14) apresenta o lócus das combinações entre o grau de utilização da capacidade produtiva e o nível de salário real para o qual a meta de salário real é igual ao valor corrente dessa variável, de maneira a eliminar o conflito distributivo entre firmas e trabalhadores. Iremos denominar esse lócus de curva ED.

Diferenciando (14) com respeito a u e v , temos que:

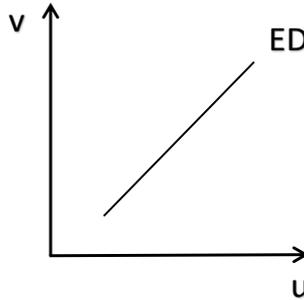
$$\frac{\partial u}{\partial v} = \frac{1}{a_0 \alpha v_1 \bar{k}} > 0 \quad (14a)$$

A expressão (14a) mostra que o lócus ED é positivamente inclinado, uma vez que um aumento do grau de utilização da capacidade produtiva gera, tudo mais mantido constante, um aumento do salário real desejado pelos sindicatos. Para que o equilíbrio distributivo seja mantido é necessário que ocorra um aumento do valor atual do salário real.



A visualização do lócus ED pode ser feita pelo gráfico abaixo:

Figura 2 – Lócus ED



Fonte: Elaborado pelo autor.

3.3 Derivando o lócus de equilíbrio do mercado de bens

Agora, é necessário que derivemos o equilíbrio no mercado de bens. Para isso, iremos supor uma economia com mobilidade internacional de capitais similar à introduzida no capítulo anterior, porém com a introdução de um déficit governamental, d , e de um fator de risco-país, ρ . Para tanto, recapitularemos alguns aspectos referentes a tal modelo.

Inicialmente, temos que a função poupança será definida por:

$$\sigma = \frac{s}{k} = [s_{\pi}m + s_w(1 - m)]u \quad (15)$$

Sendo que m é a participação dos lucros na renda nacional, u é o grau de utilização da capacidade produtiva, s_{π} é a propensão a poupar a partir dos lucros e s_w é a propensão a poupar a partir dos salários, sendo $s_{\pi} > s_w$.

Tal participação dos lucros na renda nacional é definida por duas variáveis, sendo elas Φ , que é a meta de margem preço-custo e indica o grau de monopólio da economia, e ϑ , que é a razão entre os preços em moeda doméstica dos bens produzidos no exterior e o custo unitário do trabalho.

Desta forma, temos que:

$$m = m(\Phi, \vartheta) \quad (16)$$



$$\vartheta = q\varphi \quad (17)$$

Sendo $q = \frac{EP^*}{P}$ a taxa real de câmbio e φ o *mark-up*. Tendo em vista a definição de participação dos lucros, podemos definir a função investimento de forma similar à vista em (18) no capítulo 1:

$$g = \gamma_0 + \gamma_1(m\bar{u} - R^* - \rho) + \gamma_2u \quad (18)$$

Consideramos R^* como a taxa de lucro internacional e \bar{u} como o grau normal de utilização da capacidade produtiva, ou seja, o nível de utilização da capacidade produtiva para o qual as empresas operam com uma capacidade excedente igual à planejada. Além disso, teremos o fator de risco-país, ρ , que afeta negativamente a decisão de investimento.

Tratando-se de uma economia aberta, iremos supor a validade da condição de Marshall-Lerner e que nx representa o saldo da balança comercial como proporção do estoque de capital:

$$nx = nx(q, u) \quad (19)$$

Onde,

$$\frac{\partial nx}{\partial q} = nx_q > 0$$

$$\frac{\partial nx}{\partial u} = nx_u < 0$$

Ou seja, um aumento na taxa real de câmbio (desvalorização cambial) melhora a balança comercial e um aumento da capacidade produtiva acaba por piorar o saldo da balança comercial devido ao aumento da demanda por importações.

Ainda, adicionaremos um componente de governo em nosso modelo de economia aberta. Por simplicidade, vamos ignorar a existência de impostos, assumindo que o governo fixa os seus gastos de forma alcançar uma meta de déficit fiscal como proporção do estoque de capital igual a d :

$$d = \frac{D}{K} \quad (20)$$



Por fim, considerando a existência de balanço de pagamentos, déficit governamental e as funções poupança e investimento, nosso equilíbrio no mercado de bens é dado por:

$$\sigma = g + nx + d \quad (21)$$

Substituindo (15), (18), (19) e (20) em (21), temos que:

$$[s_{\pi}m + s_w(1 - m)]u = \gamma_0 + \gamma_1(m\bar{u} - R^* - \rho) + \gamma_2u + nx(q, u) + d \quad (22)$$

Tendo em mãos a equação que possibilita o equilíbrio no mercado de bens, podemos derivar a mesma em relação ao salário real e encontrar a inclinação da curva IS. Desta forma, se considerarmos todas as demais variáveis como constantes, a derivada de u em relação a v é:

$$\frac{\partial u}{\partial v} = \left\{ \frac{[(s_{\pi} - s_w)u - \gamma_1\bar{u}]a_0}{S_0(m)} \right\} \quad (23)$$

A expressão $-\gamma_1\bar{u}$ representa o efeito de uma queda da competitividade sobre o investimento devido a um aumento do salário real, enquanto $(s_{\pi} - s_w)u$ representa o efeito positivo sobre o consumo, sendo que a magnitude do mesmo dependerá da diferença entre s_{π} e s_w . Este é um resultado muito intuitivo, visto que quanto maior for a propensão a poupar a partir dos salários, s_w , menor será o efeito positivo sobre o consumo causado por um aumento no salário real.

Se a diferença entre a propensão a poupar a partir dos lucros e dos salários for suficientemente pequena, isto é, se o efeito de $(s_{\pi} - s_w)u$ for menor do que o de $-\gamma_1\bar{u}$, temos que o primeiro termo como um todo terá sinal negativo, isto é, $\left\{ \frac{[(s_{\pi} - s_w)u - \gamma_1\bar{u}]a_0}{S_0(m)} \right\} < 0$.

Haja vista que o resultado desejado é o aceleracionista – pois desejamos embasar a hipótese de esmagamento de lucros como causa para a recessão da economia brasileira –, no qual uma redistribuição da renda nacional dos lucros para os salários gera uma queda no grau de utilização da capacidade produtiva, temos que, para garantir tal hipótese:

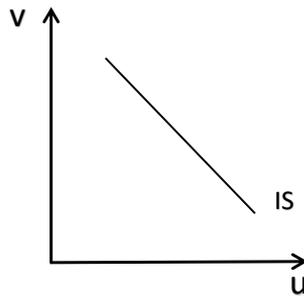
$$\begin{aligned} (s_{\pi} - s_w)u - \gamma_1\bar{u} &< 0 \\ (s_{\pi} - s_w)u &< \gamma_1\bar{u} \end{aligned}$$



$$u < \frac{\gamma_1 \bar{u}}{(s_\pi - s_w)} = u^c \quad (24)$$

Logo, encontramos o nível de u para o qual o resultado aceleracionista procede. Sendo então $\frac{\partial u}{\partial v} > 0$, temos a curva IS:

Figura 3 – Curva IS

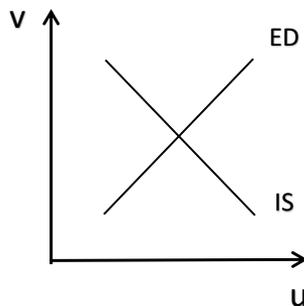


Fonte: Elaborado pelo autor.

3.4 O modelo IS-ED

Considerando as derivadas obtidas anteriormente em (14^a) e (23), podemos confeccionar graficamente o modelo IS-ED:

Figura 4 – Modelo IS-ED



Fonte: Elaborado pelo autor.



Sendo que tais curvas possuem as seguintes inclinações:

$$\frac{\partial u}{\partial v} = \left\{ \frac{[(s_\pi - s_w)u - \gamma_1 \bar{u}]a_0}{S_0(m)} \right\} < 0 \quad (IS)$$

$$\frac{\partial u}{\partial v} = \frac{1}{a_0 \alpha v_1 \bar{k}} > 0 \quad (ED)$$

Para fins de estática comparativa, é importante que calculemos o diferencial total para ambas as curvas. Inicialmente, para a curva IS vista em (22):

$$du = \frac{[-(s_\pi - s_w)u + \gamma_1 \bar{u}]a_0}{S_0(m)} dv + \frac{nx_q}{S_0(m)} dq + \frac{d\bar{A}}{S_0(m)} - \frac{\gamma_1 [dR^* + dP]}{S_0(m)} \quad (25)$$

Sendo que $S_0(m) = (s_\pi - s_w)m + s_w - \gamma_2 - nx_u$ e $d\bar{A}$ equivale ao investimento autônomo, isto é, $d\bar{A} = (d\gamma_0 + dd)$.

Agora, fazendo uso da mesma técnica para a curva ED, temos que:

$$du = \frac{1}{a_0 \alpha v_1 \bar{k}} dv \quad (26)$$

Substituindo (26) em (25):

$$\frac{1}{a_0 \alpha v_1 \bar{k}} dv = \frac{[-(s_\pi - s_w)u + \gamma_1 \bar{u}]a_0}{S_0(m)} dv + \frac{nx_q}{S_0(m)} dq + \frac{d\bar{A}}{S_0(m)} - \frac{\gamma_1 [dR^* + dP]}{S_0(m)}$$

Sendo $S_{ED} = a_0 \alpha v_1 \bar{k}$ e substituindo $dv = du S_{ED}$:

$$dv = \frac{[-(s_\pi - s_w)u + \gamma_1 \bar{u}]a_0 du S_{ED}^2}{S_0(m)} + \frac{nx_q S_{ED}}{S_0(m)} dq + \frac{d\bar{A} S_{ED}}{S_0(m)} - \frac{\gamma_1 [dR^* + dP] S_{ED}}{S_0(m)} \quad (27)$$

Substituindo (27) em (26) e considerando $du = \frac{dv}{S_{ED}}$:



$$du = \frac{1}{S_{ED}} \left\{ \frac{[-(s_{\pi} - s_w)u + \gamma_1 \bar{u}]a_0 dv S_{ED}}{S_0(m)} + \frac{nx_q S_{ED}}{S_0(m)} dq + \frac{d\bar{A} S_{ED}}{S_0(m)} - \frac{\gamma_1 [dR^* + dP] S_{ED}}{S_0(m)} \right\}$$

$$du = \frac{[-(s_{\pi} - s_w)u + \gamma_1 \bar{u}]a_0 dv}{S_0(m)} + \frac{nx_q}{S_0(m)} dq + \frac{d\bar{A}}{S_0(m)} - \frac{\gamma_1 [dR^* + dP]}{S_0(m)}$$

Sendo que este último resultado equivale ao encontrado em (25). Fazendo uso dos resultados encontrados em (25), para o grau de utilização, e em (27), para o salário real, resolveremos diversos exercícios de estática comparativa na próxima seção.

3.5 EXERCÍCIOS DE ESTÁTICA COMPARATIVA

Nesta seção, analisaremos o impacto no salário real, no grau de utilização da capacidade produtiva, na taxa de lucro e na taxa de crescimento do capital decorrente de variações da taxa de lucro internacional, do fator de risco-país, do investimento autônomo, da taxa de câmbio de real e do requisito unitário de mão de obra (horas/produto).

3.5.1 Taxa de lucro internacional e fator de risco-país

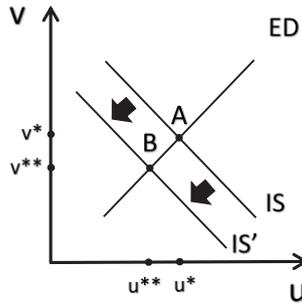
Tendo em vista a especificação escolhida para a taxa de lucro internacional, R^* , e o fator de risco-país, ρ , ambos possuem o mesmo efeito sobre o grau de utilização e sobre o salário real:

$$\frac{\partial u^*}{\partial R^*} = \frac{\partial u^*}{\partial \rho} = -\frac{\gamma_1}{S_0(m)} < 0$$

$$\frac{\partial v^*}{\partial R^*} = \frac{\partial v^*}{\partial \rho} = -\frac{\gamma_1 (a_0 \alpha v_1 \bar{k})}{S_0(m)} < 0$$



Figura 5 – Efeitos do aumento na taxa de lucro internacional ou no fator de risco-país



Fonte: Elaborado pelo autor.

Logo, um aumento na taxa de lucro internacional ou no fator de risco-país faz com que a curva IS se desloque para a esquerda, de IS para IS', e causa uma redução tanto no nível do salário real, de v^* para v^{**} , quanto no grau de utilização da capacidade produtiva, de u^* para u^{**} .

Esse aumento na taxa de lucro internacional ou no fator de risco-país também tem um efeito negativo sobre a taxa de crescimento de capital:

$$\frac{\partial g}{\partial R^*} = \frac{\partial g}{\partial \rho} = -\gamma_1$$

Além disso, também ocorre um efeito negativo sobre a taxa de lucro $r = mu$ devido à queda no nível de utilização da capacidade produtiva, u .

3.5.2 Demanda Autônoma

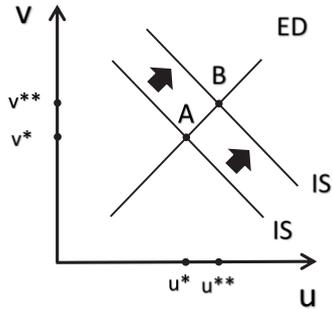
Um aumento na demanda autônoma pode ser causado tanto por um aumento no déficit do governo, d , quanto por um aumento em γ_0 , que representa os *animal spirits* dos empresários:

$$\frac{\partial u^*}{\partial \bar{A}} = \frac{1}{S_0(m)} > 0$$



$$\frac{\partial v^*}{\partial \bar{A}} = \frac{1}{s_0(m)} (a_0 \alpha v_1 \tilde{k}) > 0$$

Figura 6 – Aumento na demanda autônoma



Fonte: Elaborado pelo autor.

Logo, um aumento no investimento autônomo deslocará a curva IS para a direita, de IS para IS', e estará associado a um aumento no grau da capacidade produtiva e no salário real. Como consequência de um nível maior de u , temos que há um aumento na taxa de lucro, visto que $r = mu$.

Esse aumento no grau de utilização também afeta positivamente a taxa de crescimento do capital, pois $\frac{\partial g}{\partial u} = \gamma_2 > 0$. Além disso, se o aumento no investimento autônomo for proveniente de um aumento em γ_0 , haverá mais um efeito positivo sobre a taxa de crescimento do capital, pois $\frac{\partial g}{\partial \gamma_0} = 1$.

3.5.3 Taxa de câmbio real

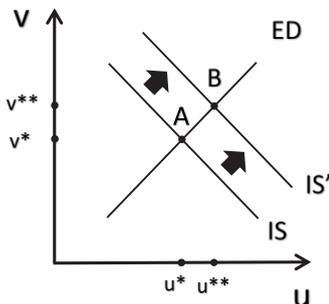
Se considerarmos uma desvalorização cambial, isto é, um aumento do câmbio real, temos o seguinte efeito no grau de utilização e no salário real:

$$\frac{\partial u^*}{\partial q} = \frac{nx_q}{s_0(m)} > 0$$



$$\frac{\partial v^*}{\partial q} = \frac{nx_q}{S_0(m)} (a_0 \alpha v_1 \bar{k}) > 0$$

Figura 7 – Aumento na taxa de câmbio real



Fonte: Elaborado pelo autor.

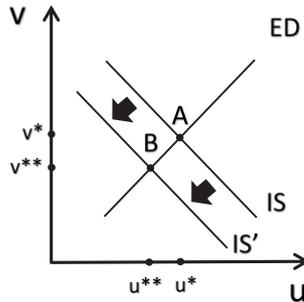
Portanto, uma desvalorização da taxa de câmbio real causará um aumento no grau de utilização e no salário real, deslocando a curva IS para IS'. Além disso, temos que haverá um aumento da taxa de lucro, devido ao efeito positivo sobre a participação dos lucros na renda nacional, por meio da melhoria na competitividade externa das empresas domésticas, e um aumento da taxa de crescimento do capital, devido ao aumento em m e em u .

3.5.4 Requisito Unitário de Trabalho

O requisito unitário de trabalho é definido aqui como a quantidade de horas trabalhadas para gerar uma unidade de produto. Logo, um aumento neste requisito indica uma queda na produtividade:

$$\frac{\partial u^*}{\partial a_0} = \frac{[(s_\pi - s_w)u - \gamma_1 \bar{u}]v}{S_0(m)} < 0$$

$$\frac{\partial v^*}{\partial a_0} = \frac{[(s_\pi - s_w)u - \gamma_1 \bar{u}]v}{S_0(m)} (a_0 \alpha v_1 \bar{k}) < 0$$

**Figura 8 – Aumento do requisito unitário de trabalho**

Fonte: Elaborado pelo autor.

Logo, uma queda na produtividade (aumento no requisito unitário de mão de obra) provoca um deslocamento da IS para a esquerda, de IS para IS', e tem um efeito negativo tanto sobre o salário real quanto sobre o grau de utilização da capacidade produtiva.

Além disso, há um efeito negativo direto de um aumento em a_0 sobre m , visto que podemos reescrever a participação dos lucros sobre a renda nacional como $m = 1 - a_0 v$, de forma que $\frac{\partial m}{\partial a_0} = -v$. Logo, um aumento no requisito unitário de trabalho provoca uma queda na participação dos lucros e, por consequência, na taxa de lucro.

Quanto ao efeito sobre a taxa de crescimento do capital, temos que o mesmo é negativo devido à queda observada em m e u .

3.6 CONCLUSÃO

Neste capítulo, partimos do modelo neo-Kaleckiano com competição internacional e mobilidade de capitais e implementamos modificações importantes no mesmo. Em primeiro lugar, definimos como se dá a formação de salários e a equação que define o salário real desejado pelos sindicatos tendo em vista o grau de utilização da capacidade produtiva, o que equivale ao lócus ED de pontos de equilíbrio entre estas duas variáveis.

Depois, adicionamos um fator de risco-país, ρ , e um fator de déficit governamental, d , à equação de equilíbrio no mercado de bens do modelo supramencionado, gerando novas condições de definição para a curva IS. Desta forma, agregamos os resultados referentes ao



salário real desejado e ao equilíbrio do mercado de bens de forma a confeccionarmos o modelo IS-ED.

Após gerarmos o modelo IS-ED e efetuarmos a diferenciação total do mesmo, realizamos diversos exercícios de estática comparativa visando analisar impactos sobre o salário real, o grau de utilização, a taxa de crescimento do capital e a taxa de lucro.

Desta forma, verificamos que um aumento da taxa de lucro internacional, do fator de risco-país ou do requisito unitário de mão de obra provocam uma queda tanto no grau de utilização quanto no salário real, enquanto que um aumento na taxa de investimento autônomo ou no câmbio real tem um efeito positivo sobre estas mesmas duas variáveis.

Por fim, ao analisarmos o efeito sobre a taxa de lucro e a taxa de crescimento do capital, temos que ambas estão positivamente relacionadas com variações na participação dos lucros na renda nacional e no grau de utilização da capacidade produtiva, de forma que um aumento na taxa de investimento autônomo ou no câmbio real aumentam as taxas de lucro e de crescimento do capital enquanto que um aumento da taxa de lucro internacional, do risco-país ou do requisito unitário de mão de obra tem um efeito negativo sobre ambas as taxas.



4. A CRISE ECONÔMICA BRASILEIRA E O PROFIT-SQUEEZE

4.1 INTRODUÇÃO

Neste capítulo buscaremos embasar a tese de *profit-squeeze* como causa da recessão brasileira. A divisão deste capítulo se dá nesta introdução, em duas seções e uma conclusão.

Na primeira seção apresentaremos um breve histórico do que ocorreu na economia brasileira de 2010 em diante, com enfoque para as movimentações dos principais agregados macroeconômicos, como a Formação Bruta de Capital Fixo (FBKF) e o Produto Interno Bruto (PIB).

Na segunda seção apresentaremos a hipótese de esmagamento de lucros na economia brasileira fazendo uso de dados sobre a queda no Retorno sobre Capital Próprio (ROE) e na retenção de lucros no período de 2010 a 2014. Após isso, serão abordados os fatores que levaram ao *profit-squeeze*, como, por exemplo, o comportamento dos salários e da produtividade, dos custos industriais e da taxa de câmbio real.

Por fim, resumiremos algumas das principais constatações encontradas ao longo deste capítulo.

4.2 A ECONOMIA BRASILEIRA A PARTIR DE 2010

No período de 2003 a 2010, a economia brasileira apresentou um bom desempenho, com crescimento médio anual do PIB em torno de 4%, possibilitado por condições internacionais favoráveis, como o crescimento do mercado chinês, que possibilitou que os preços das *commodities* quase dobrassem no período (LACERDA, 2017).

Embora a crise internacional de 2008 tenha contagiado a economia brasileira de forma aguda, a resposta do governo por meio de uma grande variedade de instrumentos – como uma política fiscal anticíclica e política creditícia expansionista dos bancos públicos – possibilitou uma rápida recuperação a partir de meados de 2009 (PAULA & PIRES, 2017).

Assim, o governo evitou uma deterioração mais drástica das expectativas e, em particular, o crescimento da formação bruta de capital fixo e do consumo contribuíram para a recuperação da economia (PAULA & PIRES, 2017).

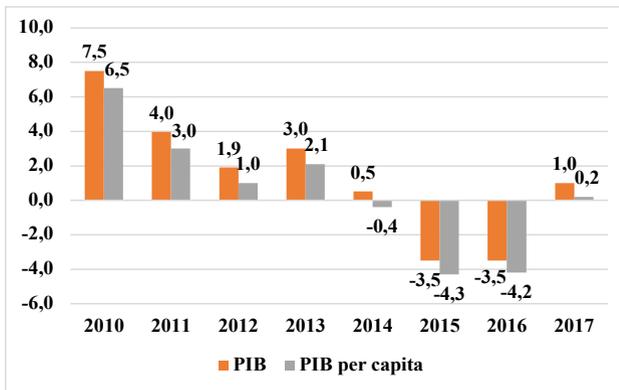
Além disso, a flexibilização do tripé econômico após 2006, com a eliminação da sistemática de metas declinantes de inflação, redução da meta de superávit primário do governo



e a adoção de uma política de valorização do salário mínimo viabilizaram um notável crescimento econômico em 2010 (OREIRO, 2017).

Desta forma, conforme Gráfico 1, o ano de 2010 apresentou crescimento de 7,5% do PIB real e 6,5% do PIB per capita.

Gráfico 1 – Crescimento do PIB e PIB per capita em %

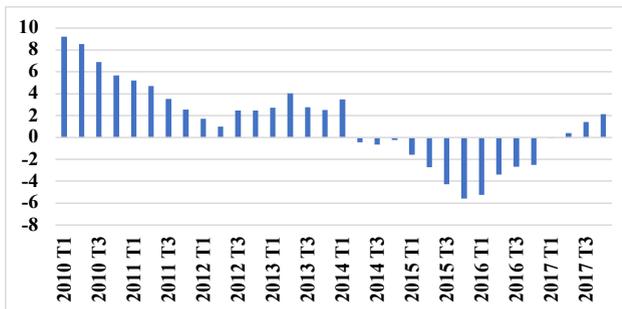


Fonte: Ipeadata. Elaboração do autor.

Crescimento do PIB real e do PIB real per capita no Brasil na visão anual (2010-2017)

Contudo, tal crescimento observado em 2010 não se sustentou e, ao observarmos a série trimestral presente no Gráfico 2, temos que a economia brasileira rapidamente perdeu o fôlego em 2011, sofrendo uma desaceleração no ritmo de crescimento (OREIRO, 2017).

Gráfico 2 – Crescimento do PIB Real em %



Fonte: Ipeadata. Elaboração do autor.

Crescimento do PIB real no Brasil, trimestre contra trimestre anterior (2010.T1-2017.T4)



Por um lado, temos que, a partir de 2011, houve gradual piora no cenário externo. A crise da Zona do Euro, a fraca recuperação norte-americana frente à crise do *subprime* e a desaceleração da taxa de crescimento da economia mundial, a qual caiu de 5,1%, em 2010, para 3,1%, em 2014, contribuíram para a degradação do cenário econômico internacional (PAULA & PIRES, 2017).

Visando impulsionar conjuntamente a oferta e a demanda agregada de bens, o governo, no período de 2010 a 2014, fez uso de uma mudança de política econômica, atuando de forma a reduzir a taxa Selic, desvalorizar o câmbio e conceder isenções fiscais (PAULA & PIRES, 2017).

A assim chamada Nova Matriz Econômica (NME) partia do diagnóstico de que a desaceleração do crescimento econômico era um problema de demanda agregada originado da crise econômica internacional. A Nova Matriz acelerou temporariamente o crescimento da economia brasileira, possibilitando um crescimento anualizado próximo a 2,5% entre o terceiro trimestre de 2012 e o primeiro trimestre de 2014 (OREIRO, 2017).

Contudo, tal ritmo entrou em colapso no ano de 2014 (OREIRO, 2017). A economia brasileira entrou em recessão no segundo trimestre do ano de 2014 e assim permaneceu por doze trimestres consecutivos, apresentando um leve crescimento somente a partir do segundo trimestre de 2017 e terminando este ano com um tímido crescimento de 1%. Segundo Bacha (2017), o PIB per capita acumulou uma queda de quase 9%.

De acordo com Barbosa Filho (2017), o conjunto de políticas econômicas adotadas a partir de 2011/2012 deteriorou as contas públicas de forma que o país partiu de um superávit primário na ordem de 2% do PIB e alcançou um déficit primário superior a 3% no terceiro trimestre de 2016, o que fez com que a dívida pública bruta aumentasse de 55% a 70% entre o terceiro trimestre de 2014 e o fim do ano de 2016.

A ação conjunta de um déficit primário crescente e de uma dívida em trajetória explosiva elevaram de forma substancial o risco-país, o que pode ser observado a partir de 2015 e implica em uma elevação da taxa de juros real de equilíbrio doméstico (BARBOSA FILHO, 2017).



Gráfico 3 – Trajetória da dívida pública bruta e resultado primário do governo em visão trimestral (2006.T4 -2016.T4)



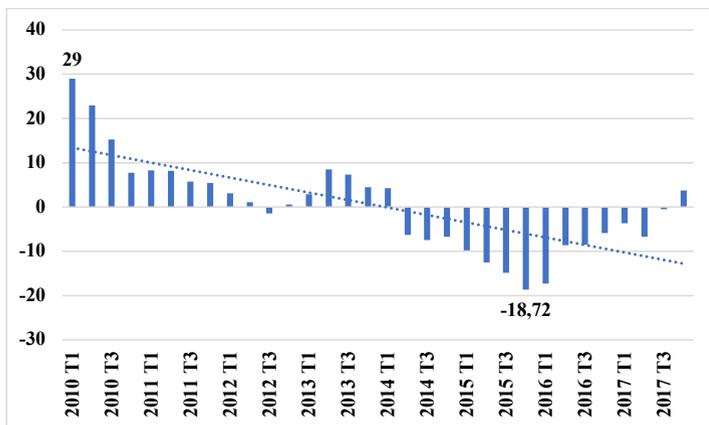
Fonte: Barbosa Filho (2017).

Trajetória da dívida pública bruta e resultado primário do governo em visão trimestral, considerando o período de 2006 a 2016.

Descritos os precedentes e algumas das consequências negativas deste movimento recessivo, é importante que agora nos atenhamos às causas desse súbito colapso da economia brasileira.

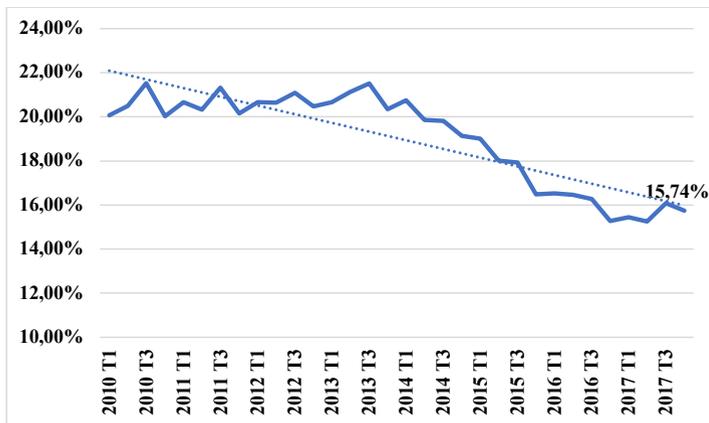
Ao observarmos o comportamento da Formação Bruta de Capital Fixo (FBKF) podemos verificar, junto ao Gráfico 4, que no primeiro trimestre de 2010 a FBKF registrou impressionantes 29% de crescimento frente ao mesmo período do ano anterior. Contudo, a partir do segundo trimestre de 2014, a formação de capital entra em trajetória descendente, apresentando uma queda de 18,72% no último trimestre de 2015 e alcançando um resultado positivo somente ao fim de 2017, após quatorze trimestres consecutivos de queda.

Além disso, ao analisarmos os dados do IBGE presentes no Gráfico 5, podemos verificar que a participação da FBKF sobre o PIB caiu a um patamar inferior a 16% ao fim do ano de 2017, frente a uma média de 20,7% observada de 2010 ao início do ano de 2014. Como resultado, temos que o investimento perdeu quase cinco pontos percentuais de sua participação no PIB brasileiro em decorrência da crise econômica.

**Gráfico 4 – FBKF em relação ao mesmo período do ano anterior em %**

Fonte: Ipeadata. Elaboração do autor.

Crescimento da Formação Bruta de Capital Fixo no Brasil, trimestre contra trimestre anterior (2010.T1-2017.T4).

Gráfico 5 – FBKF em relação ao PIB

Fonte: IBGE. Elaboração do autor.

Formação Bruta de Capital Fixo em relação ao PIB (2010.T1-2017.T4).

Segundo Oreiro (2017), temos que a perda de ritmo de crescimento da economia brasileira a partir do segundo trimestre de 2014 foi consequência da expressiva queda da formação bruta de capital fixo.



Já Marconi (2017), ao falar do papel dos preços macroeconômicos na crise econômica brasileira, ressalta que o desequilíbrio dos mesmos vem, ao longo dos anos, provocando uma queda da margem de lucro e dos investimentos privados, sendo tal desequilíbrio causa da crise e a correção do mesmo um requisito para o retorno ao crescimento duradouro.

Barbosa-Filho (2017) argumenta que o esgotamento das políticas econômicas levou à redução de diversos investimentos na economia brasileira a partir de 2015, sendo tal redução agravada ao passo em que aumentaram o risco-país e a incerteza, o que agravou a crise econômica no biênio 2015-2016.

Desta forma, embasados no diagnóstico de queda de investimentos como motor da crise econômica, abordaremos agora diversos fatores que impactaram diretamente a performance das margens de lucro das firmas e, por consequência, o investimento.

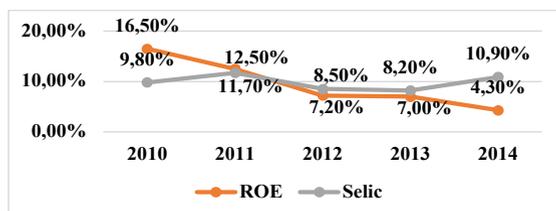
4.3 Analisando a hipótese de *profit-squeeze* na economia brasileira

Como ponto de partida, é importante destacarmos estudo elaborado por Rocca⁴ (2015), que apresenta a queda da rentabilidade e da poupança de empresas não financeiras no período de 2010 a 2014.

O Gráfico 6 expõe a Taxa de Retorno sobre Capital Próprio (ROE) de empresas de capital aberto e das maiores empresas de capital fechado que atuam no ramo não financeiro. Podemos verificar que o ROE desabou de 16,5% em 2010 para 4,3% em 2014.

Além disso, a partir do ano de 2012, o valor do ROE fica inferior ao da média da taxa Selic, de modo que a rentabilidade do capital próprio das empresas brasileiras tornou-se negativo em termos reais até o fim do período analisado, em 2014.

Gráfico 6 – Retorno sobre Capital Próprio (ROE) de empresas não-financeiras e Taxa Selic



Fonte: Rocca (2015). Elaboração do autor.

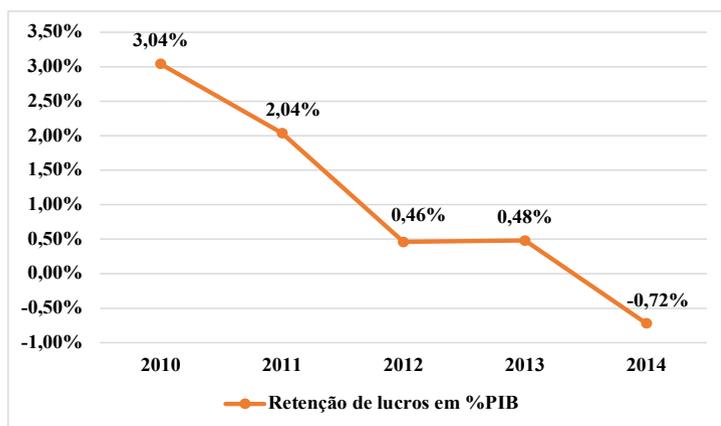
⁴ Estudo recente de [Bruno e Caffé \(2018\)](#) também indica queda das taxas de lucro.



Retorno sobre Capital Próprio (ROE) das Companhias não financeiras abertas e maiores Companhias não financeiras fechadas e Taxa Selic média no ano (2010-2014).

Ainda segundo Rocca (2015), temos que, no período de 2010 a 2014, seguindo o comportamento de queda do ROE, houve drástica redução na retenção de lucros destas empresas em percentual do PIB, retenção a qual alcançou resultado negativo de 0,72% em 2014, conforme Gráfico 7.

Gráfico 7 – Retenção de lucros em %PIB



Fonte: Rocca (2015). Elaboração do autor.

Retenção de Lucros (Lucros-Dividendos) das Companhias Não-Financeiras em % do PIB (2010-2014).

Segundo estudo elaborado pelo Cemec (2015), tudo indica que a queda na taxa de retorno é um dos fatores mais relevantes para explicar o mau desempenho do investimento no período de 2010 a 2014. Em especial no setor industrial, a queda do retorno aparece como redução de margens de lucro, a qual decorre da dificuldade de repassar aos preços de venda os aumentos de custos. Neste contexto, enfatiza-se o custo unitário do trabalho, que se elevou muito acima do preço em reais dos produtos importados, sendo estes reduzidos pela valorização cambial (Ibidem, p.2).

Dadas as evidências de queda na rentabilidade das empresas brasileiras, devemos nos ater às causas de tal movimento de esmagamento de lucros. Inicialmente, discorreremos acerca do papel da valorização cambial.

Segundo Marconi (2017), temos que o nível de taxa de câmbio deve garantir o acesso dos empresários à demanda agregada interna e externa, possibilitando aos produtores nacionais



eficientes de manufaturados competirem no mercado global em situação de igualdade com seus concorrentes.

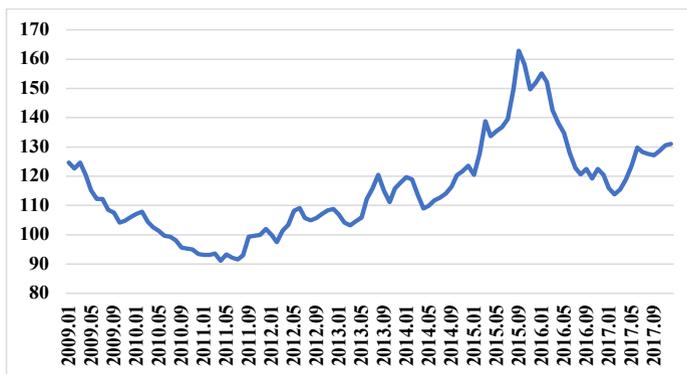
De acordo com Bresser-Pereira, Oreiro e Marconi (2016), a taxa de câmbio dita competitiva ou de equilíbrio industrial permite que as empresas domésticas que operam com tecnologia compatível com seus pares estrangeiros sejam competitivas internacionalmente. Esta taxa de câmbio de equilíbrio industrial varia ao longo do tempo de acordo com as variações no Custo Unitário do Trabalho (CUT) entre a economia doméstica e seus principais parceiros comerciais (OREIRO, 2017).

Segundo Paula e Pires (2017), a taxa de câmbio tem sido frequentemente utilizada como instrumento anti-inflacionário, dado o efeito da taxa de câmbio sobre os produtos comercializáveis.

Logo, a taxa de câmbio se destaca como um dos fatores determinantes do crescimento econômico a longo prazo e precisa ser mantida a um patamar que permita e incentive a competitividade dos produtores domésticos a nível internacional (FERRARI-FILHO, 2017).

Ao analisarmos o comportamento da taxa de câmbio real para exportações no Gráfico 8, temos que a mesma se encontrou apreciada no período de 2010 a 2014, alcançando patamar mais competitivo, porém instável, somente a partir de 2015.

Gráfico 8 - Taxa de câmbio efetiva real - IPA - exportações



Fonte: Ipeadata. Elaboração do autor.

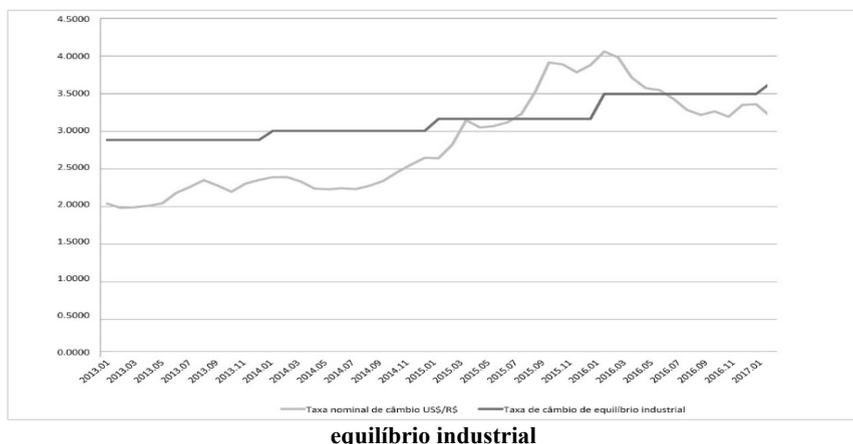
Média aritmética ponderada das taxas de câmbio reais bilaterais do país em relação a 23 parceiros comerciais selecionados⁵. Índice média 2010 = 100 (2009.T1 – 2017.T4).

⁵ Para mais informações acerca da metodologia utilizada pelo IPEA para esta série, confira a Nota Metodológica de maio de 2018.



Levando em consideração o conceito de taxa de câmbio de equilíbrio industrial, chegamos à mesma conclusão de sobrevalorização cambial *haja vista* que, conforme Gráfico 9, elaborado por Oreiro (2017) e com o uso de metodologia de cálculo de taxa de equilíbrio industrial de Marconi (2012), podemos verificar que a taxa cambial mostrou sobrevalorização quando comparada à taxa de equilíbrio em quase todo o período exposto, excetuando-se um breve intervalo de tempo entre o segundo semestre de 2015 e o primeiro semestre de 2016.

Gráfico 9 – Evolução da taxa nominal de câmbio US\$/R\$ e da taxa de câmbio de



equilíbrio industrial

Fonte: Oreiro (2017).

Evolução da taxa nominal de câmbio US\$/R\$ e da taxa de câmbio de equilíbrio industrial (2013.T1 – 2017.T1).

Outra definição de taxa real de câmbio é a razão entre os preços dos bens comercializáveis (ou transacionáveis) e dos bens não comercializáveis (DI BELLA, LEWIS & MARTIN, 2007). Nos Gráficos 10 e 11 temos, respectivamente, o comportamento trimestral do IPCA de bens comercializáveis e do IPCA de bens não comercializáveis em forma de índice, tomando como base o último trimestre do ano de 2010.

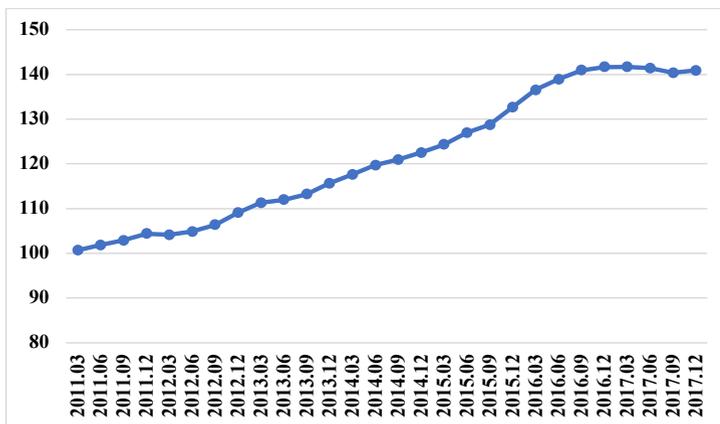
Podemos verificar que, enquanto o IPCA para comercializáveis acumulou 40% de aumento de 2011 a 2017, o IPCA para não comercializáveis acumulou 63% de aumento no mesmo período.

O Gráfico 12, por sua vez, plota a razão entre os índices demonstrados, respectivamente, nos Gráficos 10 e 11. Por meio desta razão, podemos verificar que o aumento de preços nos



bens não comercializáveis foi superior ao dos comercializáveis, de forma que este último representava, em 2014, valor inferior a 90% em termos de índice em relação ao IPCA dos bens não comercializáveis, o que implica em significativa apreciação cambial.

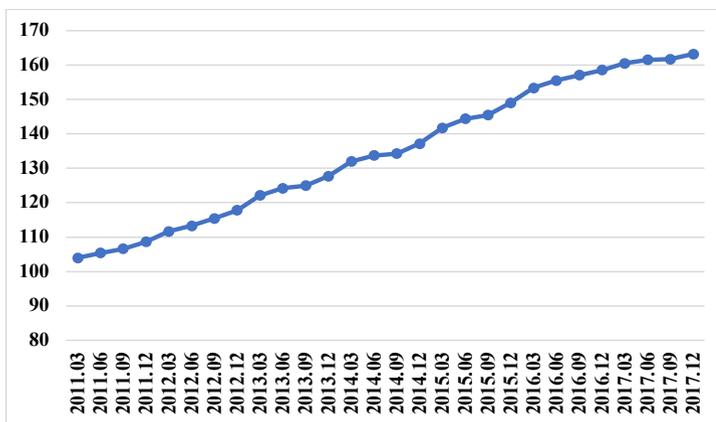
Gráfico 10 – IPCA de Comercializáveis



Fonte: Ipeadata. Elaboração do autor.

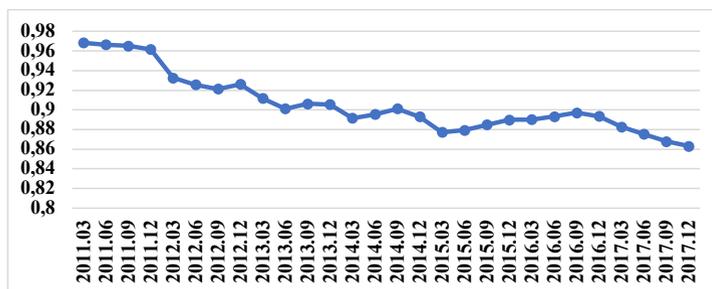
IPCA Trimestral de Bens Comercializáveis em forma de índice, com Média de 4T2010 = 100 (2011.T1 – 2017.T4)

Gráfico 11 - IPCA de Bens Não-Comercializáveis



Fonte: Ipeadata. Elaboração do autor.

IPCA Trimestral de Bens Não-Comercializáveis em forma de índice, com Média de 4T2010 = 100 (2011.T1 – 2017.T4)

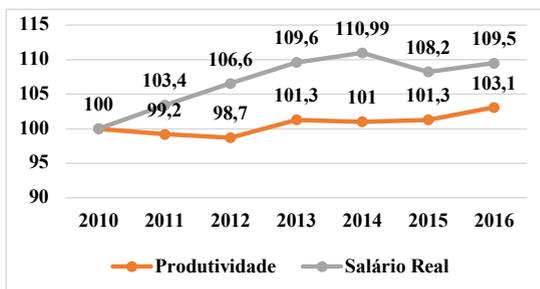
Gráfico 12 – IPCA Comercializáveis / IPCA Não-Comercializáveis

Fonte: Ipeadata. Elaboração do autor.

Razão do IPCA Trimestral de Bens Comercializáveis pelo IPCA Trimestral de Bens Não-Comercializáveis em forma de índice, com média de 4T2010 = 100 (2011.T1 – 2017.T4).

Outro fator importante para explicar o esmagamento de lucros das empresas é o descolamento entre salários e produtividade. No Gráfico 13, foi calculado um índice, tomando como base o ano de 2010 (2010 = 100), que mensura os salários reais (salário nominal deflacionado pelo IPCA) e a produtividade no setor da indústria de transformação.

Podemos verificar que os salários apresentaram tendência de crescimento real mesmo em anos de queda da produtividade industrial e que esse distanciamento chegou ao seu ápice no ano de 2014, no qual o salário real e a produtividade apresentaram quase 10 pontos base de diferença. Após 2014, devido ao estado de recessão, o salário real apresentou queda em 2015 e, em 2016, o mesmo cresceu acompanhado de aumento na produtividade.

Gráfico 13 – Salário Real versus Produtividade na Indústria de Transformação

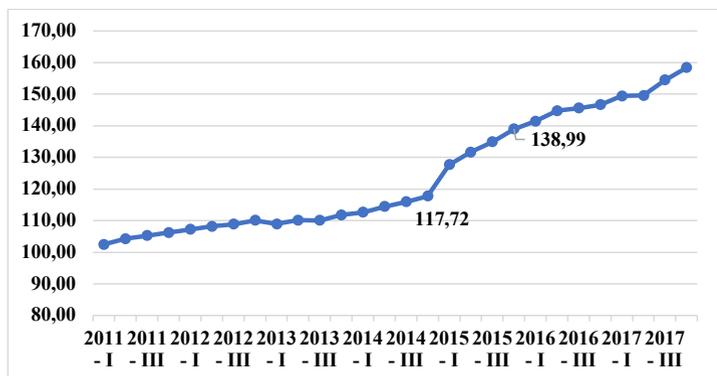
Fonte: RAIS, Ipeadata e CNI. Elaboração do autor.

Salários Reais (corrigidos pelo IPCA) da Indústria de Transformação e Produtividade na Indústria de Transformação em forma de índice, com média de 2010 =100 (2010-2016).



Além desse deslocamento da remuneração do trabalho em relação à produtividade, temos que as empresas sofreram grande pressão por parte dos custos de produção. Conforme Gráfico 14, referente ao IPCA Trimestral de preços monitorados, temos que o nível dos mesmos aumentou de forma lenta e constante até o último trimestre de 2014; mas sofreu alta significativa ao longo de 2015. Desta forma, entre o quarto trimestre de 2014 e o quarto trimestre de 2015, o IPCA para preços monitorados acumulou alta de 18%, passando de 118 pontos para 139 pontos, o que representou significativa pressão nas margens de lucro das firmas.

Gráfico 14 - Preços Monitorados



Fonte: Ipeadata. Elaboração do autor.

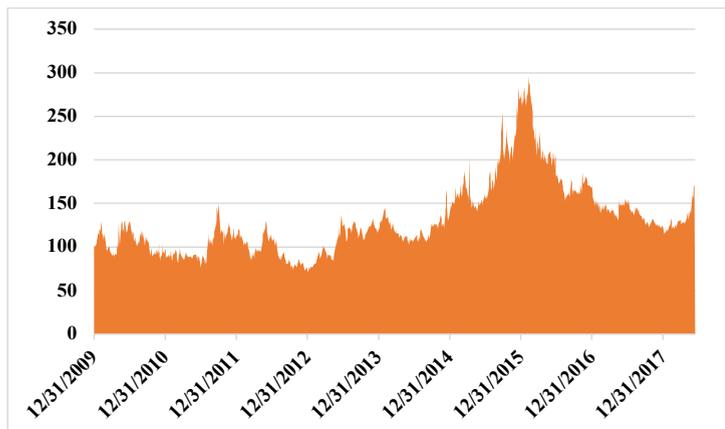
IPCA Trimestral dos preços monitorados em forma de índice, com média de T42010 = 100 (2011.T1 – 2017.T4).

Ao observarmos o custo com energia para a indústria, no Gráfico 15, podemos verificar que, entre 2012 e 2013, o mesmo sofreu queda, fruto de estratégia para manutenção da inflação em um patamar aceitável (OREIRO, 2017). Contudo, em 2015, tais preços se mostraram insustentáveis após forte descapitalização de distribuidoras de energia e, desta forma, houve a liberação de tais preços (BARBOSA FILHO, 2017). Logo, o custo com energia para a indústria saltou de 120 pontos no último trimestre de 2014 para 160 pontos no segundo trimestre de 2015, representando um aumento de 32% nos custos com energia para o setor industrial.

Portanto, o reajuste de preços administrados em 2015 tornou mais severa a já precária situação das margens das empresas, impulsionando ainda mais a queda da FBKF em 2015.

Podemos verificar que, entre 2015 e 2016, há expressivo aumento do risco-país, o que impacta negativamente o investimento.

Gráfico 16 – Risco-Brasil – EMBI+



Fonte: Ipeadata.

EMBI+ Risco-Brasil, em forma índice com média do último dia de 2009 = 100 (31.12.2009-14.06.2018)

4.4 Conclusão

Na primeira seção, apresentamos de forma breve o comportamento da economia brasileira antes e durante a crise econômica, ressaltando as mudanças no cenário externo e os movimentos recessivos do PIB Real, que acumulou doze trimestres consecutivos de queda, e da Formação Bruta de Capital Fixo, a qual acumulou quatorze trimestres consecutivos de queda.

Na segunda seção, abordamos os diversos fatores que reforçam a tese de esmagamento de lucros. De forma a embasar a hipótese de *profit-squeeze*, podemos aliar os dados apresentados neste capítulo com o embasamento teórico proveniente do modelo derivado no capítulo 2.

Em primeiro lugar, apresentamos estudo elaborado por Rocca (2015) que mostra a queda no Retorno sobre Capital Próprio (ROE) e na retenção de lucros em % do PIB no período de 2010 a 2014.

Em segundo lugar, expomos a importância de uma taxa cambial competitiva para o crescimento econômico e a apreciação cambial pela qual a moeda brasileira passou ao longo



dos últimos anos. Desta forma, tal valorização do real se mostrou danosa ao investimento e à competitividade brasileira. Traçando a relação desta evidência empírica com o modelo apresentado, temos que uma apreciação da taxa de câmbio real provoca uma queda tanto na taxa de lucro quanto na taxa de crescimento do capital.

Em terceiro lugar, abordamos a questão do distanciamento entre o salário real e a produtividade. Por meio de dados da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) sobre os salários no setor da indústria de transformação e dados sobre a produtividade industrial advindos da CNI, pudemos verificar que o salário real (deflacionado pelo IPCA) manteve perspectiva de alta enquanto a produtividade se manteve praticamente estagnada, o que resultou em uma forte pressão sobre as margens de lucro no setor industrial. Seguindo o modelo teórico IS-ED, temos que um aumento no salário real (v) sem uma devida contrapartida de aumento de produtividade (queda no requisito unitário de trabalho, a_0) leva a uma queda no grau de utilização da capacidade produtiva, na taxa de crescimento do capital, na participação dos lucros na renda nacional e na taxa de lucro, ou seja, gera um esmagamento de lucros.

Em quarto lugar, temos o aumento dos custos, em especial devido ao forte reajuste dos preços monitorados no ano de 2014. Entre o fim do ano de 2014 e de 2015, o IPCA para preços monitorados acumulou alta de 18% e o custo industrial com energia subiu 32%, o que pressionou ainda mais as margens das empresas. Considerando o modelo teórico, um aumento de custos impacta diretamente a participação dos lucros na renda nacional, pressionando o *mark-up* das empresas para baixo e reduzindo a taxa de lucro, o que provoca um movimento de queda na taxa de crescimento do capital e no nível de utilização da capacidade produtiva.

Temos também dois fatores que amplificaram a queda no investimento e a crise econômica: o ajuste fiscal promovido em 2015, o qual foi contracionista em 1,1 ponto percentual do PIB e concentrado principalmente no corte de investimentos públicos e, por fim, o aumento significativo do risco-país entre 2015 e 2016, que foi decorrente da deterioração das condições internas e contribuiu para o aprofundamento da recessão e dos movimentos de queda do investimento. Tanto a queda no déficit do governo quanto um aumento do fator de risco-país encontram-se presentes no modelo IS-ED, de forma que ambos levam a uma queda no nível de utilização da capacidade produtiva, na taxa de lucro e na taxa de crescimento do capital.

Portanto, é perceptível que os resultados provenientes da evidência empírica exposta ao longo deste capítulo estão alinhados com o embasamento teórico que provém do modelo IS-ED.



5. CONCLUSÃO

Neste trabalho, buscamos explicar a crise econômica brasileira por meio da hipótese de *profit-squeeze*, ou seja, de esmagamento de lucros das empresas.

Inicialmente, tecemos o embasamento teórico para esta hipótese. Para tal, partimos da exposição de modelos macroeconômicos neo-Kaleckianos, que exploram como a distribuição da renda nacional entre lucros e salários afeta a demanda agregada e a taxa de crescimento da economia. Ao tratarmos estes modelos, objetivamos um resultado aceleracionista, isto é, no qual um aumento na participação dos lucros gera um aumento no grau de utilização da capacidade produtiva e, conseqüentemente, um aumento na taxa de lucro e na taxa de crescimento do capital.

Ao lidarmos com a versão canônica do modelo neo-Kaleckiano, tínhamos que um resultado aceleracionista era improvável. Contudo, ao tornarmos o modelo mais realista por meio do relaxamento das hipóteses iniciais – em especial ao considerarmos a existência de uma economia aberta com competição internacional e mobilidade de capitais –, conseguimos delimitar em quais situações obtemos o desejado resultado aceleracionista.

Sendo assim, ao final do primeiro capítulo, convergimos as ideias de aceleracionismo e *profit-squeeze*, de forma que encontramos que uma diminuição no nível de participação dos lucros na renda nacional por consequência ocasionará em uma queda no grau de utilização da capacidade produtiva, na taxa de lucro e na taxa de crescimento de capital, gerando assim um esmagamento de lucros e uma queda no nível de produto.

No segundo capítulo, implementamos modificações importantes no modelo neo-Kaleckiano com competição internacional e mobilidade de capitais. Em primeiro lugar, definimos como se dá a formação de salários e a equação que define o salário real desejado pelos sindicatos de trabalhadores tendo em vista o grau de utilização da capacidade produtiva, o que equivale ao locus ED de pontos de equilíbrio entre estas duas variáveis.

Depois, adicionamos um fator de risco-país, p , e um fator de déficit governamental, d , à equação de equilíbrio no mercado de bens do modelo supramencionado, gerando novas condições de definição para a curva IS.

Por meio dos resultados obtidos para as curvas IS e ED, confeccionamos o modelo IS-ED, o qual permite uma forte base teórica já adaptada às nuances da economia brasileira e, em especial, a esse contexto de crise econômica. Após efetuarmos a diferenciação total deste modelo, partimos para os exercícios de estática comparativa, visando analisar impactos sobre o salário real, o grau de utilização, a taxa de crescimento do capital e a taxa de lucro.



Por fim, dividimos o terceiro capítulo em duas seções, sendo a primeira destinada a um breve histórico do que aconteceu na economia brasileira de 2010 em diante e a segunda destinada a apresentar a hipótese de esmagamento de lucros na economia com o uso de dados.

Na primeira seção, apresentamos de forma breve o comportamento da economia brasileira antes e durante a crise econômica, ressaltando as mudanças ocorridas no cenário externo e os movimentos recessivos do PIB Real, que acumulou doze trimestres consecutivos de queda, e da Formação Bruta de Capital Fixo (FBKF), que acumulou quatorze trimestres consecutivos de queda e perdeu cinco pontos percentuais de sua participação no PIB.

Na segunda seção e na conclusão deste capítulo, abordamos, respectivamente, diversos dados que corroboram a hipótese de esmagamento de lucros e a interpretação destes dados fazendo uso do embasamento teórico proveniente do modelo IS-ED.

Em primeiro lugar, apresentamos estudo de Rocca (2015) que mostra uma queda significativa no Retorno sobre Capital Próprio (ROE) de empresas não financeiras no período de 2010 a 2014, caindo de 16,5%, em 2010, para 4,3%, em 2014, sendo que desde o ano de 2012 o ROE já se mostrou negativo em termos reais quando comparado à taxa Selic.

Em segundo lugar, abordamos a apreciação cambial pela qual a moeda brasileira passou ao longo dos últimos anos. Traçando a relação desta evidência empírica com o modelo apresentado, temos que uma apreciação da taxa de câmbio real provoca uma queda tanto na taxa de lucro quanto na taxa de crescimento do capital.

Em terceiro lugar, abordamos a questão do distanciamento entre o salário real e a produtividade. Comparando informações sobre salários no setor da indústria de transformação e dados sobre a produtividade industrial, foi possível verificar que o salário real apresentou tendência de alta enquanto a produtividade se manteve praticamente estagnada. Seguindo o modelo teórico IS-ED, temos que um aumento no salário real (v) sem uma devida contrapartida de aumento de produtividade (queda no requisito unitário de trabalho, a_0) leva a uma queda no grau de utilização da capacidade produtiva, na taxa de crescimento do capital, na participação dos lucros na renda nacional e na taxa de lucro, ou seja, gera um esmagamento de lucros.

Em quarto lugar, temos o aumento dos custos industriais, em especial devido ao forte reajuste dos preços monitorados no ano de 2014. Considerando o modelo teórico, um aumento de custos impacta diretamente a participação dos lucros na renda nacional, pressionando o *mark-up* das empresas para baixo e reduzindo a taxa de lucro, o que provoca um movimento de queda na taxa de crescimento do capital e no nível de utilização da capacidade produtiva.

Ao fim da segunda seção, abordamos também dois fatores responsáveis por aprofundar a queda no investimento e a crise econômica: o ajuste fiscal promovido em 2015, que foi



contracionista em 1,1 ponto percentual do PIB e concentrado principalmente no corte de investimentos públicos e, por fim, o aumento significativo do risco-país entre 2015 e 2016 devido à deterioração das condições internas. Tanto a queda no déficit do governo quanto um aumento do fator de risco-país encontram-se presentes no modelo IS-ED, de forma que ambos levam a uma queda no nível de utilização da capacidade produtiva, na taxa de lucro e na taxa de crescimento do capital.

Desta forma, dadas as evidências expostas ao longo deste trabalho, temos que a crise econômica resultou de uma série de fatores antecedentes – que culminaram em uma trajetória descendente do crescimento econômico e das margens de lucro, resultando em um crescimento negativo do PIB brasileiro a partir do segundo trimestre de 2014 – e, posteriormente, de fatores que aprofundaram a crise econômica a partir de 2015.

Levando em consideração a existência desta ampla gama de fatores que causaram a crise e de fatores que a amplificaram, podemos aceitar a hipótese de esmagamento de lucros como pilar fulcral da crise econômica e refutar a noção de que fatos isolados – e não o conjunto agregado dos mesmos – foram capazes de ter um efeito recessivo tão profundo na economia brasileira.



6. REFERÊNCIAS

AMADEO, Edward J. Notes on capacity utilization, distribution and accumulation. **Contributions to Political Economy**, Londres, v. 5, n. 1, p. 83-94, 1986. Disponível em <<https://doi.org/10.1093/oxfordjournals.cpe.a035705>>. Acesso em 28 de maio de 2018.

ASIMAKOPULOS, Athanasios. A Kaleckian theory of income distribution. **Canadian Journal of Economics / Revue Canadienne d'Economique**, Montreal, v. 8, n. 3, p. 313-333, 1975. Disponível em <<http://www.jstor.org/stable/134236>>. Acesso em 28 de maio de 2018.

BARBOSA FILHO, Fernando de Holanda. A crise econômica de 2014/2017. **Estud. av.**, São Paulo, v. 31, n. 89, p. 51-60, 2017. Disponível em <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0103-40142017000100051&lng=en&nrm=iso>. Acesso em 08 de junho de 2018.

BLECKER, Robert A. International competition, income distribution and economic growth. **Cambridge Journal of Economics**, Londres, v. 13, n. 3, p. 395-412, 1989. Disponível em <<http://www.jstor.org/stable/23598124>>. Acesso em 29 de maio de 2018.

_____. **Distribution, demand and growth in neo-Kaleckian macro-models**. In: SETTERFIELD, Mark. The economics of demand-led growth: challenging the supply-side vision of the long run. Massachusetts: Edward Elgar Publishing, Inc, 2002. Cap. 8, p. 126-152. Disponível em <<https://doi.org/10.4337/9781843765325.00017>>. Acesso em 28 de maio de 2018.

BRUNO, Miguel Antonio Pinho; CAFFE, Antonio Ricardo Dantas. Determinantes das taxas de lucro e de acumulação no Brasil: os fatores estruturais da deterioração conjuntural de 2014-2015. **Brazil. J. Polit. Econ.**, São Paulo, v. 38, n. 2, p. 237-260, jun. 2018. Disponível em <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0101-31572018000200237&lng=pt&nrm=iso>. Acesso em 09 de julho de 2018.

CEMEC. **Fatores da queda do investimento 2010-2014**. Nota CEMEC, mar. 2015. Disponível em <<http://ibmec.org.br/instituto/wp-content/uploads/2014/10/12032015-NOTA-CEMEC-03-FATORES-DE-QUEDA-DO-INVESTIMENTO-FINAL-REV.pdf>>. Acesso em 09 de junho de 2018.

DEL MONTE, Alfredo. Grado di monopolio e sviluppo economico. **Rivista Internazionale di Scienze Sociali**, Padova, v. 46, n. 3, p. 231-263, 1975. Disponível em <<http://www.jstor.org/stable/41625003>>. Acesso em 28 de maio de 2018.

DEQUECH, David. Asset Choice, Liquidity Preference, and Rationality under Uncertainty. **Journal of Economic Issues**, v. 34, n.1, p. 159-176, 2000.

DÍAZ ALEJANDRO, Carlos F. A note on the impact of devaluation and the redistributive effect. **Journal of Political Economy**, [S.I.], v. 71, n.6, p. 577-580, 1963. Disponível em <<https://doi.org/10.1086/258816>>. Acesso em 28 de maio de 2017.

DI BELLA, Gabriel; LEWIS, Mark; MARTIN, Aurélie. **Assessing Competitiveness and Real Exchange Rate Misalignment in Low-Income Countries**. International Monetary Fund,



2007. Disponível em <<https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2007/wp07201.pdf>>. Acesso em 22 de junho de 2018.

DUTT, Amitava Krishna. Stagnation, income distribution, and monopoly power. **Cambridge Journal of Economics**, Londres, v. 8, n. 1, p. 25-40, 1984. Disponível em <<https://doi.org/10.1093/oxfordjournals.cje.a035533>>. Acesso em 28 de maio de 2018.

_____. Alternative closures again: a comment on ‘Growth, distribution and inflation’. **Cambridge Journal of Economics**, Londres, v. 11, n. 1, p. 75-82, 1987. Disponível em <<https://doi.org/10.1093/oxfordjournals.cje.a035017>>. Acesso em 28 de maio de 2018.

FERRARI-FILHO, Fernando. Como reverter a atual situação econômica? **Estud. av.**, São Paulo, v. 31, n. 89, p. 67-73, 2017. Disponível em <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0103-40142017000100067>. Acesso em 08 de junho de 2018.

FGV. **Seminário “Desafios da política fiscal para a retomada do crescimento”**. Youtube, 31 de maio de 2017. Disponível em <https://www.youtube.com/watch?v=P27tC3_zgCc>. Acesso em 30 de junho de 2018.

HARRIS, Donald J. The price policy of firms, the level of employment and distribution of income in the short run. **Australian Economic Papers**, [S.I.], v. 13, p. 144-151, 1974. Disponível em <<https://doi.org/10.1111/j.1467-8454.1974.tb00879.x>>. Acesso em 28 de maio de 2018.

KRUGMAN, Paul; TAYLOR, Lance. Contractionary effects of devaluation. **Journal of International Economics**, [S.I.], v. 8, n. 3, p. 445-456, 1978. Disponível em <[https://doi.org/10.1016/0022-1996\(78\)90007-7](https://doi.org/10.1016/0022-1996(78)90007-7)>. Acesso em 28 de maio de 2018.

LACERDA, Antonio Corrêa de. Dinâmica e evolução da crise: discutindo alternativas. **Estud. av.**, São Paulo, v. 31, n. 89, p. 37-49, 2017. Disponível em <<http://dx.doi.org/10.1590/s0103-40142017.31890005>>. Acesso em 08 de junho de 2018.

LIMA, Luís. **As pedaladas não causaram a crise – mas Dilma tem responsabilidade em ambas**. Época, Rio de Janeiro, 29 de agosto de 2016. Disponível em <<https://epoca.globo.com/tempo/noticia/2016/08/pedaladas-nao-causaram-crise-mas-dilma-tem-responsabilidade-em-ambas.html>>. Acesso em 30 de junho de 2018.

MARCONI, Nelson. The Industrial Equilibrium Exchange Rate in Brazil: an estimation. **Brazilian Journal of Political Economy**, v.32, n.4, 2012.

MARGLIN, Stephen A.; BHADURI, Amit. **Profit Squeeze and Keynesian theory**. In: _____; SCHOR, Juliet B. *The Golden Age of Capitalism*. Oxford: Oxford University Press, 1990. P. 153-186. Disponível em <<https://www.wider.unu.edu/sites/default/files/WP39.pdf>>. Acesso em 28 de maio de 2018.

OREIRO, José Luis. A grande recessão brasileira: diagnóstico e uma agenda de política econômica. **Estud. av.**, São Paulo, v. 31, n. 89, p. 75-88, 2017. Disponível em <<http://dx.doi.org/10.1590/s0103-40142017.31890009>>. Acesso em 07 de junho de 2018.



_____. **Taxa de Câmbio e Crescimento Econômico: O que diz a literatura empírica?** 2017. 23 slides. Material apresentado no 14º Fórum de Economia da FGV. Disponível em <<http://cnd.fgv.br/sites/cnd.fgv.br/files/Professor%20Jos%C3%A9%20Luis%20Oreiro%20-%202014%C2%BA%20F%C3%B3rum%20de%20Economia%20da%20FGV.pdf>> Acesso em 10 de junho de 2018.

PAULA, Luiz Fernando de; PIRES, Manoel. Crise e perspectivas para a economia brasileira. **Estud. av.**, São Paulo, v. 31, n. 89, p. 125-144, 2017. Disponível em <<http://dx.doi.org/10.1590/s0103-40142017.31890013>>. Acesso em 08 de junho de 2018.

ROCCA, Carlos A. **Ajuste fiscal e a recuperação do investimento.** 2015. 89 slides. Material apresentado no 14º Seminário CEMEC de Mercado de Capitais. Disponível em <<http://ibmec.org.br/instituto/wp-content/uploads/2014/09/14%C2%BA-Semin%C3%A1rio-CEMEC-FINAL-Junho-2015.pdf>>. Acesso em 09 de junho de 2018.

ROWTHORN, Bob. Demand, real wages and economic growth. **Studi Economici**, [S.I.], v. 18, n. 1, p. 3-53, 1982.

SECRETARIA DE POLÍTICA ECONÔMICA. **Boletim Resultado Fiscal Estrutural - 2015.** Maio, 2016. Disponível em <<http://fazenda.gov.br/centrais-de-conteudos/publicacoes/transparencia-fiscal/boletim-resultado-fiscal-estrutural/boletim-resultado-fiscal-estrutural-2015-final.pdf>>. Acesso em 14 de junho de 2018.

STEINDL, Josef. **Maturity and Stagnation in American Capitalism.** Oxford: Monthly Review Press, 1952.

TAYLOR, Lance. **Structuralist Macroeconomics.** Nova Iorque: Basic Books, 1983.

_____. A stagnationist model of economic growth. **Cambridge Journal of Economics**, Londres, v. 9, n. 4, p. 386-403, 1985. Disponível em <<https://doi.org/10.1093/oxfordjournals.cje.a035588>>. Acesso em 28 de maio de 2018.

_____. Real and money wages, output and inflation in the semi-industrialized world. **Economica**, Massachusetts, v. 57, n. 227, p. 329-353, 1990. Disponível em <<http://www.jstor.org/stable/2554938>>. Acesso em 28 de maio de 2018.

UNICAMP. **Cecon: “Estamos vivendo a maior crise da história”.** UNICAMP, São Paulo, 09 de maio de 2017. Atualidades. Disponível em <<https://www.unicamp.br/unicamp/noticias/2017/05/09/cecon-estamos-vivendo-maior-crie-da-historia>>. Acesso em 30 de junho de 2018.



2a

**MENÇÃO
HONROSA**

**A INFLUÊNCIA DAS AMENIDADES
NO MERCADO IMOBILIÁRIO DO DF**

SARAH SCHROEDER DA SILVA
Universidade Católica de Brasília

Orientador:
Philipp Ehrl



RESUMO

Este trabalho tem por objetivo fornecer as estimativas da influência das amenidades urbanas sobre o valor de aluguel dos imóveis no Distrito Federal. A metodologia utilizada é o modelo de preços hedônicos proposto por Rosen (1974), que implica na estimação de uma função preço, em que o preço de aluguel é a variável dependente e as amenidades associadas a ele são as variáveis independentes. Os dados deste trabalho são em corte transversal e foram obtidos através do CENSO do ano de 2010, além de outras fontes do Governo do Distrito Federal. Como estratégia econométrica foi feita uma regressão linear múltipla em que os coeficientes foram estimados através do método de mínimos quadrados ordinários. As evidências indicam que as amenidades referentes às características estruturais dos imóveis são importantes na formação dos preços, assim como a distância do Plano Piloto, de forma negativa. Além disso, constatou-se que os moradores com maior nível de instrução pagam mais no valor do aluguel, dadas as características dos imóveis e suas amenidades. Verificou-se também que as pessoas pagam mais no valor do aluguel para viverem perto do trabalho, a fim de minimizarem o tempo gasto no trânsito diariamente.

Palavras-chave: Preços hedônicos, amenidades, corte transversal, Distrito Federal.





SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	224
2. REFERENCIAL TEÓRICO	227
3. METODOLOGIA	230
4. RESULTADOS	248
5. CONSIDERAÇÕES FINAIS	250
6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	252



1. INTRODUÇÃO

Empiricamente não há dúvidas que as especificações de um imóvel, tais como número de quartos, metros quadrados, número de dormitórios, alteram seu valor e há uma consonância de que fatores externos modificam as escolhas dos agentes econômicos (Sheppard 1999). Para precificar os imóveis é preciso que haja uma estratégia que permita a relação do poder de influência do ambiente externo, isso porque o conjunto de características de cada localização afeta a satisfação dos indivíduos. Essas características podem ser designadas como amenidades pois elas são um conjunto de condições que influenciam, de forma positiva ou negativa, o bem-estar, por exemplo: infraestrutura pública; renda per capita; a presença de estações de transporte metroviário, parques, entre outros. A presença de amenidades influencia as escolhas dos consumidores uma vez que esses não almejam somente bens materiais, mas também bens não materiais que cada região proporciona.

Segundo Bartik et al. (1987) “amenidades urbanas são um conjunto de características específicas de uma localidade com contribuição positiva ou negativa para a satisfação dos indivíduos”. As amenidades são muito abrangentes, não se limita às características naturais, elas também são geradas pelas ações humanas como: segurança e ofertas de benefícios. É importante o estudo da valorização dessas amenidades pois facilita a compreensão de quanto impacta a vida das pessoas, isso porque as alterações na qualidade de vida podem afetar o preço dos imóveis e conseqüentemente o bem-estar dos agentes. A presença de amenidades possibilita uma melhor perspectiva das causas do bem-estar dos indivíduos, fazendo com que as ações públicas e privadas sejam mais eficientes. Elas serão mais eficazes porque em um determinado ponto a variação do crescimento do bem-estar em relação as variáveis de amenidades é decrescente. Isso possibilita, conhecendo as características da região, que os investimentos sejam direcionados à localidade que mais necessita dessas ações.

A metodologia de preços hedônicos, direcionado ao mercado imobiliário, é capaz de estimar como e em que proporção o conjunto de características urbanas impacta o valor dos imóveis. As estimações da influência das amenidades locais no valor do imóvel são baseadas no modelo de preços hedônicos. Esse método tem sido muito desenvolvido em diversos países inclusive no Brasil.

As amenidades estão correlacionadas diretamente com o valor dos imóveis, dessa forma se faz importante o estudo das características que diferenciam cada localização. Por esse motivo, o objetivo do presente estudo é estimar as amenidades para as áreas de ponderação do



CENSO de 2010 do Distrito Federal e verificar como elas influenciam o preço de aluguel dos imóveis.

Com relação às características, as Regiões Administrativas possuem um elevado nível de divergência, tanto no valor dos aluguéis, quanto em outras características. Apesar do Distrito Federal não ser muito extenso, ele possui um alto índice de desigualdade social, que pode ser observada em estudos de pesquisas distritais por amostras de domicílios¹.

Para uma maior compreensão do mercado imobiliário do Distrito Federal, discutirá brevemente sua história. Nos anos 1950, o Brasil possuía dois lados: o mundo rural, que representava o passado; e a atividade industrial, que apontava para o futuro. Consequentemente, o passado era visto como atraso. Houve um aclamado pedido de mudança na sociedade brasileira nas áreas da música, cinema e arquitetura moderna. O planejamento da Nova Capital já era estudado há bastante tempo, mas não tinha sido concretizada. Somente no governo de Juscelino Kubitschek o plano da sua construção foi colocado em prática. Vide Centro de Pesquisa e Documentação de História Contemporânea do Brasil (CPDOC) da Fundação Getúlio Vargas.

Segundo o CPDOC, muitas medidas de operacionalização foram tomadas. Uma delas foi o concurso para a escolha do projeto urbanístico da cidade. Assim que o projeto do arquiteto e urbanista Lúcio Costa foi aprovado deram início a construção de Brasília. Ela foi construída em três anos e em 21 de abril de 1960 foi inaugurada.

Inicialmente, o projeto da capital era para uma população muito menor. Porém, com o decorrer do tempo, houve um crescimento desordenado. Hoje o Distrito Federal é composto por 31 Regiões Administrativas e, segundo o IBGE, já ultrapassou mais de 3 milhões de habitantes. Com isso, em algumas regiões o desenvolvimento não acompanhou o crescimento demográfico, o que ocasionou em desigualdades sociais e, também, a valores de aluguel muito diferentes entre as regiões. Lúcio Costa relatou em plena rodoviária do Plano Piloto:

Eu caí em cheio na realidade, e uma das realidades que me surpreenderam foi a Rodoviária, à noite. Eu sempre repeti que essa Plataforma Rodoviária era o traço de união da metrópole, da capital, com as cidades-satélites improvisadas da periferia. É um ponto forçado, em que toda essa população que mora fora entra em contato com a cidade. Então eu senti esse movimento, essa vida intensa dos verdadeiros brasilienses, essa massa que vive nos arredores e converge para a Rodoviária. Ali é a casa deles, é o lugar onde se sentem à vontade. Eles protelam, até a volta e ficam ali, bebericando. Eu fiquei

¹ Estas pesquisas são realizadas pela Companhia de Planejamento do Distrito Federal e estão disponíveis no seguinte site: <http://www.codeplan.df.gov.br/pdad/>.



surpreendido com a boa disposição daquelas caras saudáveis. E o “centro de compras”, então, fica funcionando até meia noite... Isto tudo é muito diferente do que eu tinha imaginado para esse centro urbano, como uma coisa requintada, meio cosmopolita. Mas não é. Quem tomou conta dele foram esses brasileiros verdadeiros que construíram a cidade e estão ali legitimamente. É o Brasil... E eu fiquei orgulhoso disso, fiquei satisfeito. É isto. Eles estão com a razão, eu é que estava errado. Eles tomaram conta daquilo que não foi concebido para eles. Então eu vi que Brasília tem raízes brasileiras, reais, não é uma flor de estufa como poderia ser, Brasília está funcionando e vai funcionar cada vez mais. Na verdade, o sonho foi menor que a realidade. A realidade foi maior, mais bela. Eu fiquei satisfeito, me senti orgulhoso de ter contribuído. (COSTA, Lucio. “Plataforma rodoviária” (1984). In: COSTA, Lucio. Registro de uma vivência (op. cit.), p. 311).

Dado o panorama geral da diversidade do Distrito Federal, este trabalho pode auxiliar planejadores de políticas urbanas a tomarem decisões de desenvolvimento para as regiões mais precárias, com a finalidade de equilibrar as disparidades regionais, através da inserção de amenidades positivas e reduzindo as negativas, gerando um aumento de bem-estar em todas as regiões. Além disso, este trabalho pode auxiliar os investidores a alocarem seu dinheiro em melhorias e amenidades que são mais valorizadas pelos consumidores, gerando um lucro mais elevado.



2. REFERENCIAL TEÓRICO

De acordo com a abordagem de preços hedônicos, os imóveis são bens heterogêneos no sentido de que a utilidade dos indivíduos corresponde às características do imóvel, não no sentido de quantidade e sim de qualidade destas. Portanto, a escolha dos consumidores vai além do preço, eles também visam pela qualidade das características intrínsecas e extrínsecas do bem. Sob a hipótese de maximização de utilidade, o preço implícito é o valor que o consumidor está disposto a pagar pela cesta de características que são relacionadas com o imóvel.

Esta metodologia hedônica, em consonância com Sartoris Neto (1996), tem sido muito utilizada para avaliar as características de imóveis, já que estas se referem aos valores implícitos nas unidades residenciais. Tradicionalmente, nessa metodologia utilizam análises de regressões clássicas, em que os preços dos imóveis são regredidos em função das suas características, sendo assim estipulado o valor de mercado das características do bem.

Para Dantas, Magalhães e Vergolino (2007) o modelo hedônico possibilita uma avaliação válida do valor do bem habitação, tanto na esfera pública quanto na privada, porque serve de parâmetro para a tomada de decisões. O preço dos imóveis é composto por um conjunto de características, essas que não são precificadas pelo mercado, mas que podem ser medidas através de modelos econométricos, sendo perceptível o preço marginal que o consumidor está disposto a pagar por essas características agregadas. Esse conhecimento também é importante para o poder público e para os empreendedores ao se implementar políticas habitacionais e urbanas, para que a longo prazo essas regiões alcancem um maior nível de bem-estar.

O estudo da influência das amenidades no mercado imobiliário não é novidade na literatura de Economia Urbana. Lancaster (1966), com uma nova teoria do consumidor, propõe que os consumidores são maximizadores² de uma função transformação, a qual o consumidor relaciona as características dos bens e sua utilidade derivada, diferindo-se da teoria tradicional do consumidor em que este deveria maximizar através da função utilidade. Como continuidade, Rosen (1974) foi um dos precursores a incluir o Modelo de Preços Hedônicos em um contexto de mercado, ele apresentou equações de demanda e oferta em que os preços são funções das características do bem.

Rosen tratou da seguinte maneira o modelo de preços hedônicos:

Os preços hedônicos são definidos como os preços implícitos dos atributos e são revelados aos agentes econômicos a partir dos preços

² Para Lancaster (1966), o consumidor tem sua utilidade maximizada quando ele encontra o conjunto de características que deseja em um bem. Na nova teoria do consumidor, a utilidade encontra-se através das características e não no bem em si, diferindo-se da teoria tradicional.



observados de produtos diferenciados e das quantidades específicas de características associadas a eles. Eles constituem as magnitudes empíricas explicadas pelo modelo. Econometricamente, os preços implícitos são estimados pela análise de regressão do primeiro passo (preço do produto regredido nas características) na construção dos índices de preços hedônicos (ROSEN, 1974, p.34).

A lição mais importante aprendida nos últimos tempos, para Cheshire e Sheppard (2004), para a aplicação desses modelos de precificação nos imóveis, é a de que o valor de qualquer imóvel varia sistemática e substancialmente com a sua localização. Assim, as características da localidade são tão importantes quanto às características físicas da casa na determinação do seu preço final. Segundo esses autores, sabe-se que a relação entre o preço dos imóveis e as suas características é não linear. Porém, não existe uma base pronta para a escolha dos conjuntos de atributos que devem ser incluídos. Costuma-se estimar o modelo com o maior número de amenidades possível.

No Brasil a estimação do índice de preços foca-se na metodologia de preços hedônicos. Seabra, Neto e Menezes (2016) forneceram a influência das amenidades sobre o valor dos imóveis residenciais em Recife, utilizando essa metodologia, eles puderam concluir que todas as amenidades incluídas no trabalho se mostraram importantes no processo de formação de preços dos imóveis residenciais. Pontes, Paixão e Abramo (2011) estimaram o custo da violência – homicídios e roubos a transeuntes – implícito no preço dos imóveis residenciais em Belo Horizonte, concluíram que há relação entre redução nas taxas de criminalidade e valorização dos imóveis em algumas regiões desta cidade. Fávero, Belfiore e Lima (2008) verificaram quais atributos mais interferem nas condições de oferta e demanda dos imóveis e compara a importância relativa de cada um, concluíram que os valores e benefícios de um determinado imóvel dependem dos componentes do "pacote" de atributos.

Hermann e Haddad (2005) realizaram o estudo “Mercado Imobiliário e Amenidades Urbanas: *A view Through the Window*”, em que estimaram os preços implícitos das amenidades urbanas para a cidade de São Paulo. Eles fizeram testes para dois tipos de configurações, monocêntrica e duocêntrica. Para isso, eles utilizaram a equação hedônica para estimar o preço implícito de amenidades urbanas a partir de dados do mercado de imóveis desta região. Eles concluíram que a presença de estações de trem, áreas verdes e zonas estritamente residenciais contribuem para a elevação do aluguel, enquanto a criminalidade reduz o seu valor. Para estes autores, as famílias não estão preocupadas somente com que o existe dentro de seu imóvel, mas também com o que existe da janela para fora. Eles concluíram que a vizinhança interfere na qualidade do imóvel, afetando seu valor final.



Campos e Almeida (2018) realizaram um estudo do *spillover* espacial entre distritos voltado às hierarquias dos objetos da análise. A finalidade do estudo foi analisar os efeitos implícitos, vizinhança e adjacência, no município de São Paulo. Para isso eles utilizaram o Método Hierárquico Linear Espacial. O resultado foi que 96,89% dos preços dos imóveis são explicados por características intrínsecas e de localização, e os outros 3,11% são determinados pelas características dos distritos e do *spillover* espacial entre eles.

Os imóveis possuem quantidades diferentes de cada atributo, por isso é correto dizer que são bens compostos, Formoso e González (2000). A formação do preço dos imóveis pode ser entendida como médias ponderadas das características que os compõem, e os coeficientes das equações podem ser interpretados como preços implícitos dessas características. Estes autores fizeram um estudo do mercado imobiliário de Porto Alegre, e utilizaram variáveis estruturais e de acessibilidade. Eles tiveram êxito ao quantificar com significância a influência dessas variáveis nos aluguéis dos imóveis e concluíram que as amenidades mais importantes para a formação deste valor eram a existência de favelas ao redor dos bairros e a distância até os shoppings.

O modelo de preços hedônicos também foi utilizado por Filho (2004) com a finalidade de observar os determinantes econômicos que contribuem para a formação de preços dos imóveis na cidade de Fortaleza. O autor selecionou 4467 eventos imobiliários entre apartamentos, flats, terrenos e salas comerciais. Ele utilizou variáveis referentes às características físicas, de renda e de acessibilidade. Além de estimar a influência das amenidades para cada tipo de imóvel, ele também inclui a visão do investidor, sendo capaz de mensurar o impacto de variáveis de taxa de vacância, custo de oportunidade do capital, *proxys* para risco e retorno.

Diversos trabalhos utilizaram o modelo de preços hedônicos, porém já foram evidenciadas algumas limitações. A primeira refere-se a dificuldade de selecionar corretamente as amenidades intrínsecas que farão parte do modelo. Isso porque os consumidores possuem preferências diferenciadas e não tão claras em relação às características dos imóveis. A segunda dificuldade é o problema de multicolinearidade, como afirma Neto (2002), é uma questão puramente empírica por relacionar preço-característica. Com isso, o pesquisador irá determinar a forma funcional, as mais utilizadas são as lineares, logarítmicas ou semi-logarítmicas.



3. METODOLOGIA

O Modelo de Preços Hedônicos, segundo Rosen, foi utilizado para determinar a influência das amenidades nos preços dos imóveis. De acordo com o modelo, o consumidor recorre à quantificação das suas preferências em relação aos atributos de um determinado produto.

Tradicionalmente, utilizam análises de regressões clássicas em que os preços de venda ou de aluguel dos imóveis são explicados por seus atributos, estipulando o valor da influência das amenidades. Esse modelo também tem sido utilizado para estudar a oferta e demanda de bens, uma vez que os produtos são interligados com o mundo a sua volta, onde há vários fatores influenciadores no preço de mercado.

Como fundamentação utiliza-se o Modelo de Preços Hedônicos, em que o valor do aluguel é representado por uma cesta de bens. Essa função pode ser definida como uma relação direta entre as características do bem com seu preço. A representação da função de preços hedônicos é da seguinte forma:

$$P_i = f(I, A, P) \quad (1)$$

Em que o preço do aluguel do imóvel é uma função de I, que se refere às características dos imóveis, A representa as características ambientais e P representa as características da população.

Conforme Hermann e Haddad (2005), tradicionalmente a estratégia adotada nos estudos de preços hedônicos é a adoção de funções na forma log-linear. Quando apresentada na sua forma linearizada, a função transforma-se em:

$$\ln Y_i(I, A, P) = \beta_0 + \beta_1 I + \beta_2 A + \beta_3 P + u_i \quad (2)$$

A primeira técnica realizada foi uma transformação logarítmica³ da variável dependente. Ela se trata de um log natural e a sua relação com as variáveis explicativas é de semi elasticidade, em que a interpretação dos coeficientes será em porcentagem. Ademais, para Cropper et al. (1998), se algum atributo importante foi omitido na definição hedônica, essa especificação logarítmica apresenta resultados mais precisos.

Além disso a variável renda, inserida na característica da população, também sofreu a transformação logarítmica por se tratar de um valor monetário positivo. Sua relação com a variável dependente é de elasticidade preço.

³ A transformação logarítmica é o artifício mais comum para permitir relações lineares entre a variável dependente e as variáveis independentes. (Wooldridge, 2006, pag 179).



3.1 ESTRATÉGIA ECONOMETRICA

O modelo de regressão linear múltipla é extensamente usado na análise empírica em economia. Igualmente, o modelo de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) é bastante utilizado para estimar os parâmetros do modelo dessa regressão. Segundo Wooldridge (2006), o poder que a análise de regressão múltipla tem é que através dela é possível manter os outros fatores fixos, ou seja, *ceteris paribus*. Esses modelos foram escolhidos para verificar a influência das amenidades na variável dependente.

Posteriormente, foram feitos testes de diagnóstico para a validação do modelo. Para que o MQO seja o melhor estimador linear não tendencioso (MELNT), é preciso que as cinco primeiras hipóteses do modelo de regressão múltipla sejam verdadeiras. As hipóteses são:

1. RLM 1: parâmetros lineares;
2. RLM 2: amostragem aleatória;
3. RLM 3: colinearidade não perfeita;
4. RLM4: média condicional zero “ $E(u / x_1, x_2, \dots, x_n) = 0$ ”;
5. RLM 5: homocedasticidade “ $Var(u / x_1, x_2, \dots, x_n) = \sigma^2$ ”.
6. RLM 6: normalidade “ $\sigma^2: u (0, \sigma^2)$ ”.

Após realizados os testes de diagnósticos pôde-se concluir que o modelo satisfaz cinco hipóteses no modelo de regressão linear múltipla.

O teste para a hipótese RLM 5, de homocedasticidade, foi realizado através do teste geral de White. Porém essa hipótese não foi satisfeita, inferindo heterocedasticidade no modelo. Segundo Gujarati e Porter (2011), quando os verdadeiros σ_i^2 são conhecidos pode-se empregar o método dos mínimos quadrados ponderados com a finalidade de obter um estimador MELNT. Porém os σ_i^2 são raramente conhecidos. Há outra forma de se obter estimativas consistentes, no sentido estatístico, das covariâncias dos estimadores de MQO, que é através do erro padrão robusto. Com ele é possível realizar inferências estatísticas válidas assintoticamente⁴. Neste trabalho foi utilizado o cluster⁵ robusto ao nível de Região Administrativa com a finalidade de obter resultados robustos à heterocedasticidade.

⁴ Termo referente à grandes amostras.

⁵ Utilizou-se desta ferramenta para evitar conclusões excessivamente confiantes sobre o nível de significância dos coeficientes. Com isso, é possível que os imóveis da mesma região sejam mais parecidos entre si, diferindo das outras regiões.



3.2 BASE DE DADOS

A especificação do modelo de preços hedônicos, aplicado ao mercado imobiliário, tem a premissa de que as variáveis independentes escolhidas se referem às características que influenciam o preço final do bem de forma positiva ou negativa. Com o intuito de melhorar a estimação, foram utilizadas 14 variáveis explicativas. Os dados do presente trabalho são em corte transversal que, segundo Wooldridge (2006), são dados amplamente usados em economia e são importantes para testar hipóteses microeconômicas e avaliar políticas governamentais.

No Distrito Federal há 31 Regiões Administrativas, as quais foram divididas entre 51 áreas de ponderação. O CENSO define área de ponderação como sendo:

Uma unidade geográfica, formada por um agrupamento mutuamente exclusivo de setores censitários contíguos, para a aplicação dos procedimentos de calibração dos pesos de forma a produzir estimativas compatíveis com algumas das informações conhecidas para a população como um todo. O tamanho dessas áreas, em termos de número de domicílios e de população, não pode ser muito reduzido, sob pena de perda de precisão de suas estimativas. Assim este tamanho mínimo foi definido em 400 domicílios ocupados na amostra, exceto para os municípios que não atingem este total onde, neste caso, o próprio município é considerado uma área de ponderação.⁶

⁶ Disponível em:
https://ww2.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/censo2010/resultados_gerais_amostra_areas_ponderacao/default.shtm



trabalho. Dessa forma, das 51 áreas de ponderação, foram utilizadas 49. Além disso, a região da Fercal (RA número XXXI) foi criada em 2012, então não há menção sobre ela no CENSO de 2010, por esse motivo essa região foi englobada pela área de ponderação de Sobradinho II. Segue uma tabela com a referência das áreas de ponderação aglomeradas em Regiões Administrativas:

Tabela 1 – Áreas aglomeradas

Área de Ponderação	Região Administrativa
Asa Norte	Plano Piloto
Asa Sul	Plano Piloto
Plano Piloto – Complemento	Plano Piloto
Setor Central, Industrial e Sul	Gama
Setor Leste	Gama
Setor Norte, Oeste e Expansão	Gama
Setores J, L, e M Norte	Taguatinga
Taguatinga Norte	Taguatinga
Taguatinga Sul	Taguatinga
Vicente Pires	Vicente Pires
Águas Claras – Vertical	Águas Claras
Águas Claras – Complemento	Águas Claras
Brazlândia	Brazlândia
Itapoã	Itapoã
Sobradinho I	Sobradinho I
Sobradinho II	Sobradinho II
Arapoanga	Planaltina
Cond. Planaltina	Planaltina
Planaltina	Planaltina
Paranoá	Paranoá
Núcleo Bandeirante	Núcleo Bandeirante
Setor M – Impar	Ceilândia
Setor M – Par	Ceilândia
Setor N – Impar	Ceilândia
Setor N – Par	Ceilândia
Setor O	Ceilândia
Setor P Norte	Ceilândia
Setor P Sul	Ceilândia
Expansão do Setor O	Ceilândia
Sol Nascente	Ceilândia
Guará Complemento (Estrutural e SIA)	Estrutural e SIA
Guará I	Guará
Guará II	Guará



Cruzeiro	Cruzeiro
Sudoeste/Octogonal	Sudoeste/Octogonal
Quadras 100, 300 e 500 - Impares	Samambaia
Quadras 100, 300 e 500 - Pares	Samambaia
Quadras 200, 400 e 600 - Impares	Samambaia
Quadras 200, 400 e 600 - Pares	Samambaia
Santa Maria – Leste	Santa Maria
Santa Maria – Oeste	Santa Maria
São Sebastião	São Sebastião e Jardim Botânico
Recanto das Emas - Leste	Recanto das Emas
Recanto das Emas - Oeste	Recanto das Emas
Lago Sul	Lago Sul e Park Way
Riacho Fundo I	Riacho Fundo I
Riacho Fundo II	Riacho Fundo II
Lago Norte	Lago Norte e Varjão
Candangolândia	Candangolândia
Elaboração própria	

Ao todo foram utilizadas 49 áreas de ponderação que foram aglomeradas em 30 Regiões Administrativas. Em quatro ocasiões, o CENSO aglomerou duas regiões administrativas em somente uma área de ponderação, foram elas: Lago Sul e Park Way; Lago Norte e Varjão; Estrutural e SIA; São Sebastião e Jardim Botânico. Os dados destas áreas também foram aglomerados.

As variáveis escolhidas segundo a base do CENSO 2010 foram: quantidade de cômodos; quantidade de dormitórios; banheiros; tempo de deslocamento; renda domiciliar; idade; nível de instrução. Além da variável dependente valor do aluguel.

As outras amenidades, como a presença de parques foi com referência ao Instituto Brasília Ambiental, as estações de transporte metroviário foram coletadas através do site do metrô do Governo do Distrito Federal. A variável “distância do Plano Piloto” foi colhida através do Google Maps, a distância tem como ponto inicial a Rodoviária do Plano Piloto e como fim a Administração Regional de cada região. As variáveis crime contra o patrimônio e infraestrutura média foram extraídas da Pesquisa Distrital por Amostra de Domicílios de 2010/2011. A variável escola se refere as que tiveram um melhor aproveitamento no ENEM de 2010, segundo o MEC. A variável hospital engloba somente hospitais de referência e hospitais particulares, foi colhido em sites disponibilizados pelo governo do Distrito Federal⁷.

⁷ Disponíveis em:

<http://www.saude.df.gov.br/hospitais/>

<http://www.tjdft.jus.br/institucional/comite-executivo-distrital-da-saude/hospitais/hospitais-particulares>



As variáveis foram divididas em três seguimentos: características do imóvel, características ambientais e características da população. Segue uma tabela com a nomenclatura e o que ela representa:

Tabela 2 – Identificação das variáveis

Variável	Descrição
Logvaloraluguel	Logaritmo do valor do aluguel, em reais, referente ao mês de julho de 2010, para domicílios particulares.
Características do Imóvel	
Cômodos	Quantidade de cômodos que a residência possui. É determinado por um espaço coberto por um teto e limitado por paredes, inclusive cozinha e banheiro.
Dormitórios	Quantidade de dormitórios ou de qualquer outro cômodo que estiver sendo usado habitualmente como dormitório aos moradores.
Banheiros	Refere-se à quantidade de banheiros de uso exclusivo por residência.
Características Ambientais	
CPP	Crime contra o patrimônio, números de ocorrências por região.
Parques	Quantidade de parques, para lazer, em cada região.
Infraestrutura	Infraestrutura média das regiões, foram incluídas: rua asfaltada, calçada, meio-fio, iluminação pública e rede de água pluvial. Dados em porcentagem.
Metrô	Quantidade de estações de metrô, em operação, em cada região.
Distância do Plano Piloto	Distância da administração da região à Rodoviária do Plano Piloto. Dados em quilômetros.
Escola	Escolas destaques no ENEM de 2010, por região.
Hospital	Quantidade de hospitais de referência em cada região.
Deslocamento	Tempo habitual gasto de deslocamento de casa até o trabalho. 1) Mais de 1 hora; 2) até 1 hora; 3) até 30 minutos.
Características da População	
Logrenda	Logaritmo do rendimento domiciliar em julho de 2010, em reais.



Instrução	Curso que frequentava, desde creche ao doutorado. Opção de resposta: 1) alfabetização básica; 2) nível fundamental; 3) nível médio; 4) curso superior e pós-graduação.
Idade	Idade calculada em anos.

Elaboração própria

Tabela 3 - Estatística descritiva das variáveis

Variável	Obs.	Média	Desv.padrão	Min.	Max.
Valor do aluguel	30.372	597,69	587,36	40	11.000
Cômodos	30.372	5,183	2,191	1	20
Dormitórios	30.372	1,941	0,8565	1	7
Banheiros	30.372	1,341	0,718	0	8
CCP	30.372	2.977,7	2.250,9	34	6.099
Parques	30.372	1,667	1,141	0	4
Infraestrutura	30.372	92,5	5,455	74,6	99,3
Metrô	30.372	2,52	2,617	0	8
DistanciaPP	30.372	23,474	11,457	0	48,7
Escola	30.372	2,78	4,46	0	16
Hospital	30.372	2,61	4,74	0	17
Deslocamento	13.002	2,35	0,72	1	3
Renda	30.372	1.490,59	3.222,7	0	105.000
Instrução	17.759	2,838	0,824	1	4
Idade	30.372	26,41	16,14	0	98

Elaboração própria

Através da tabela 3 é possível identificar que existe uma enorme diferença entre as variáveis. O valor dos alugueis varia substancialmente, o que pode ser considerado como o efeito das amenidades urbanas locais. Outro dado que possui um alto nível de divergência, refere-se a renda domiciliar, externalizando a desigualdade social já mencionada. O número de observações foi bastante elevado, chegando ao máximo de 30.372 para a maioria das variáveis.

Para que haja uma melhor compreensão dos dados, nas tabelas 3 e 4, foram representadas as amenidades por Região Administrativa.

**Tabela 4** – Dados do valor médio do aluguel e as médias das características dos imóveis

Região Administrativa	Valor do Aluguel	Dormitórios	Cômodos	Banheiros	Obs.
Plano Piloto	1.356,37	2,11	6,18	1,84	2.819
Gama	430,89	1,99	5,07	1,14	1.624
Taguatinga	527,63	1,97	5,16	1,31	3.331
Brazlândia	362,81	1,93	4,93	1,16	437
Sobradinho I	569,89	2,07	5,52	1,39	655
Planaltina	326,05	1,96	5,00	1,23	1.617
Paranoá	407,71	1,64	4,15	1,17	548
Núcleo Bandeirante	699,49	1,98	5,48	1,45	454
Ceilândia	372,25	1,84	4,75	1,12	5.860
Guará	772,14	2,21	5,75	1,47	1.438
Cruzeiro	1.002,34	2,39	6,26	1,45	333
Samambaia	365,55	1,85	4,65	1,11	2.367
Santa Maria	340,30	1,89	4,93	1,19	1.118
São Sebastião e Jardim Botânico	396,11	1,73	4,46	1,21	1.096
Recanto das Emas	341,73	1,73	4,64	1,18	1.229
Lago Sul e Park Way	3.912,08	3,21	12,0	3,64	156
Riacho Fundo I	552,29	1,82	4,77	1,25	572
Lago Norte e Varjão	1.268,73	1,86	5,54	1,76	303
Candangolândia	633,45	1,85	4,81	1,24	499
Águas Claras	925,08	2,03	6,00	1,81	1.066



Riacho Fundo II	375,44	1,80	4,58	1,11	452
Sudoeste/Octogonal	1.453,58	1,80	5,84	1,73	655
Estrutural e SIA	338,04	1,23	4,43	1,19	164
Sobradinho II	538,30	3,12	8,62	2,03	736
Itapoã	319,93	1,74	4,10	1,05	437
Vicente Pires	534,26	1,97	5,43	1,43	406

Elaboração própria baseado no CENSO 2010

Através da tabela 4 é possível identificar que a variável dependente, valor do aluguel, possui grande divergência. Segundo o CENSO, o aluguel mais caro do Distrito Federal se encontra nas regiões do Lago Sul e do Park Way, equivalente a 3.912,08 reais mensais. Já o aluguel mais barato do Distrito Federal se encontra na região do Itapoã, custando 319,93 reais. Isso significa uma diferença de 91,82% de uma região a outra. Outra informação que é possível observar é que há doze regiões com a média do valor do aluguel menores que 500 reais e apenas cinco regiões com o valor do aluguel maior que mil reais. As outras nove regiões possuem o valor do aluguel em valores mais próximos. Com isso, pode-se concluir que o Distrito Federal possui um elevado nível de desigualdade social, além de haver concentração de renda.

A variável dormitório possui valores próximos. Novamente, as regiões que possuem imóveis com mais quartos são o Lago Sul e o Park Way, sendo constatado a presença média de 3,21 dormitórios. A região que possui menos dormitórios é o Paranoá, com a média de 1,64 de quartos por imóvel. Como já mencionado, para o CENSO dormitório é qualquer outro cômodo que estiver sendo usado habitualmente como dormitório aos moradores.

A média dos cômodos varia entre 4,1 a 12 cômodos presentes no imóvel. Mais uma vez as regiões que possuem a maior quantidade de cômodos são o Lago Sul e o Park Way, com a média de 12 cômodos por imóvel. As regiões que possuem a menor média são a Estrutural e SIA, sendo constatado 4,1 cômodos por imóvel. Através dessa variável, é possível observar a diferença entre as regiões do Distrito Federal.

A quantidade média de banheiros possui pouca variação. Pode-se observar que a maioria das regiões se encontram entre 1 e 2 banheiros. As regiões em que a média dos banheiros foram maiores, novamente, foram as regiões do Lago Sul e Park Way com 3,64 de média por imóvel. Já as regiões que possuem as menores médias são a Estrutural e SIA.

A última coluna é referente ao número de observações que as variáveis possuem, sendo bastante elevado e totalizando 30.372 observações para toda a região do Distrito Federal.



De acordo com a tabela 4, é possível constatar que o valor do aluguel dos imóveis varia substancialmente e que as variáveis estruturais dos imóveis divergem mais nas médias das quantidades de cômodos presentes nos imóveis.

Tabela 5 – Dados das características ambientais por Região Administrativa

Região Administrativa	Distância do Plano Piloto	Metrô	Infraestrutura Pública	Parques	CCP
Plano Piloto	0,0	8	99,21%	4	5.895
Gama	34,4	0	96,96%	3	1.328
Taguatinga	22,8	3	99,36%	3	4.215
Brazlândia	48,7	0	98,55%	1	273
Sobradinho I	26,6	0	94,75%	2	851
Planaltina	44,8	0	97,59%	2	1.814
Paranoá	20,9	0	99,04%	1	640
Núcleo Bandeirante	14,4	0	99,03%	0	544
Ceilândia	29,2	5	82,56%	1	5.537
Guará	14,1	3	99,53%	1	1.439
Cruzeiro	9,4	0	99,53%	0	253
Samambaia	30,1	3	98,82%	1	2.829
Santa Maria	32,7	0	99,16%	1	1.567
São Sebastião e Jardim Botânico	22,8	0	96,83%	1	707
Recanto das Emas	30,3	0	97,27%	1	1.832
Lago Sul e Park Way	7,7	0	88,17%	3	385
Riacho Fundo I	22,0	0	98,83%	1	323
Lago Norte e Varjão	13,7	0	96,05%	2	234
Candangolândia	15,8	0	99,45%	1	139
Águas Claras	20,8	3	90,75%	1	1.341
Riacho Fundo II	34,0	0	96,13%	0	237
Sudoeste/Octogonal	7,9	0	99,60%	1	348
Estrutural e SIA	16,4	0	91,20%	1	799



Sobradinho II	28,5	0	88,58%	0	247
Itapoã	25,2	0	92,53%	0	516
Vicente Pires	17,7	0	86,44%	0	396

Elaboração própria baseado no Google Maps, site do metrô do GDF, CODEPLAN e IBRAM.

A tabela 5 reporta dados sobre as amenidades ambientais do Distrito Federal. Pode-se constatar que a variável distância do Plano Piloto⁸ pode ser um determinante nos preços dos aluguéis. As regiões mais afastadas são Brazlândia e Planaltina. Se comparado com a tabela anterior, na coluna do valor do aluguel, pode-se observar que essas regiões estão entre as que possuem o menor valor. As regiões mais perto, incluindo o Plano Piloto, está o Lago Sul e Park Way, essas regiões possuem valores altos de aluguéis.

A amenidade metrô⁹ só está presente em 6 regiões do Distrito Federal. As regiões são Plano Piloto, Taguatinga, Ceilândia, Guará, Samambaia e Águas Claras. Esta variável não representa um tipo específico de região. Ela engloba somente uma região, Plano Piloto, que possui um elevado valor do aluguel, se comparado com os outros. As outras regiões possuem um valor de aluguel médio e baixo.

A infraestrutura pública do Distrito Federal como um todo possui uma porcentagem elevada. A maioria das regiões possuem mais de 90% concluídas as modalidades: rua asfaltada, calçada, meio-fio, iluminação pública e rede de água pluvial. A região que possui o menor valor é a Ceilândia, com 82,56%. Porém, essa amenidade possui pouca divergência.

Observando a coluna da variável parques é possível identificar que existem muitos espalhados em todo Distrito Federal. Segundo o IBRAM, somente 9 regiões não possui algum tipo de parque. A região que tem mais quantidades de parques é o Plano Piloto, com 4 unidades. Vale ressaltar que esses parques englobam apenas aqueles que são para realizar atividades físicas, lazer ou simplesmente para a contemplação da natureza.

A variável CCP¹⁰, crime contra o patrimônio, possui uma discrepância nos dados. A menor taxa desse tipo de crime é de 139 ocorrências, na região da Candangolândia, e a maior é de 5.895 ocorrências, na região do Plano Piloto. Pode-se observar que talvez essa variável não tenha muito influência nos preços dos imóveis, pois lugares com um valor de aluguel elevado também pode possuir uma taxa de crime elevada.

⁸ Dados em quilômetros.

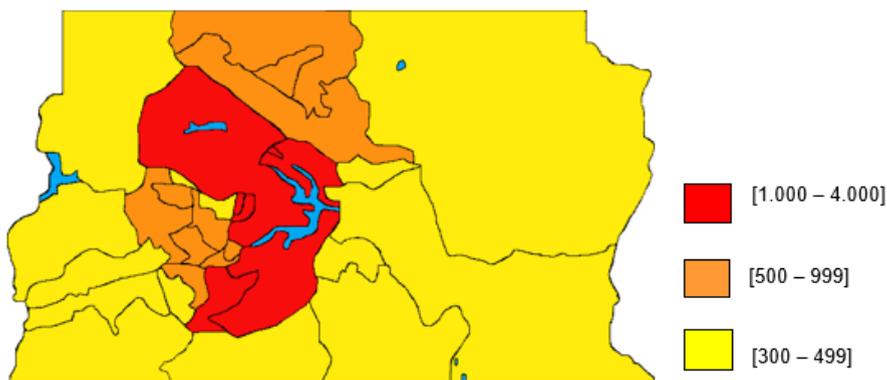
⁹ Apenas as estações de metrô em operação foram incluídas.

¹⁰ Refere-se aos registros de ocorrências, disponível em: <http://www.ssp.df.gov.br/wp-content/uploads/2017/11/CCP-1.pdf>



Para observar a relação da variável dependente com as variáveis instrução e tempo de deslocamento, foram elaboradas 3 figuras. Elas representam a distribuição das variáveis valor médio do aluguel, a moda do nível de escolaridade e a moda do tempo de deslocamento para cada Região Administrativa, ou seja, o que é mais recorrente na região. Ambos os gráficos são separados em diferentes cores que representam:

Figura 3 – Distribuição do valor médio do aluguel



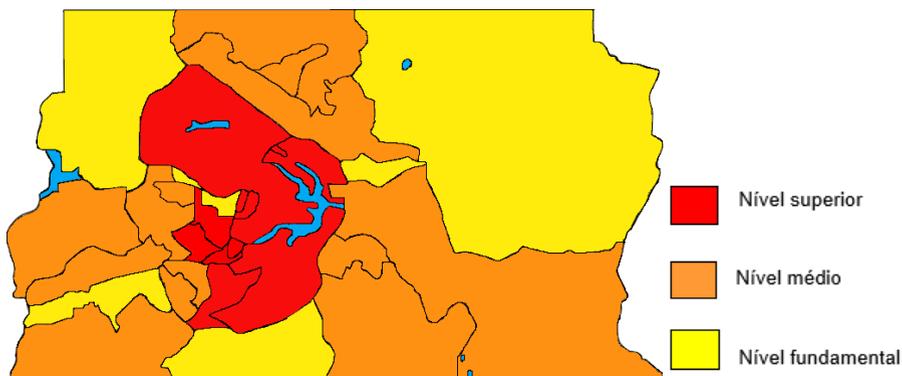
Fonte: Elaboração própria baseado no CENSO 2010

Através da figura 3 é possível visualizar que as regiões centrais do Distrito Federal possuem valores de alugueis mais caros do que as outras regiões. As regiões mais próximas do lago Paranoá são as que possuem a cor vermelha do mapa, ou seja, onde o valor é mais elevado. Pode-se concluir também que a tendência é que o afastamento do centro gera uma diminuição do valor do aluguel.

Figura 4 – Moda do nível de escolaridade da população



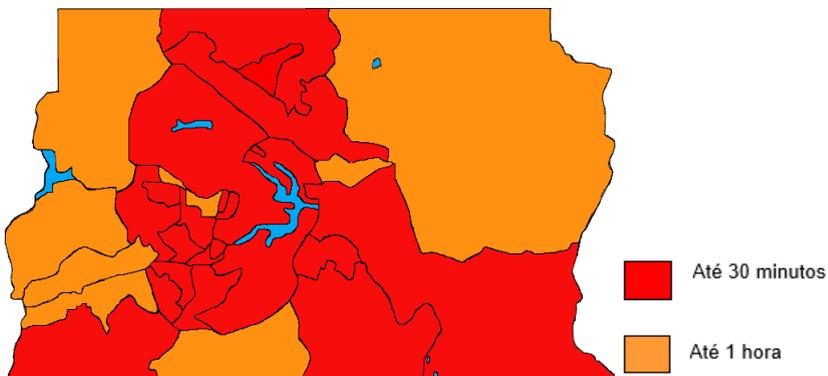
Figura 4 – Moda do nível de escolaridade da população



Fonte: Elaboração própria baseado no CENSO 2010

A figura 4 retrata como é classificada as regiões de acordo com o nível de instrução dos moradores. Através dela é possível verificar que poucas regiões possuem uma média de escolaridade ao nível fundamental. Comparando com a figura 3, pode-se ver que essas são as regiões estão incluídas onde há um menor valor de aluguel. As outras cores, que representam as que possuem um nível mais elevado de instrução, revelam que estão no centro do Distrito Federal e que elas também possuem valores de alugueis mais elevados.

Figura 5 – Moda do tempo de deslocamento



Fonte: Elaboração própria baseado no CENSO 2010

Na figura 5 a população foi dividida em tempo de deslocamento de casa ao trabalho. Apenas em oito regiões a maior parte da população gasta mais de 30 minutos para chegar ao



trabalho. Comparando as três figuras é possível verificar algumas semelhanças em maior valor do aluguel, maior nível de escolaridade e menor tempo de deslocamento em algumas regiões.

Através das 3 figuras é possível ter um panorama visual de como essas variáveis se comportam nas Regiões Administrativas. A variável nível de escolaridade e tempo de deslocamento podem ser determinantes na formação do valor dos alugueis. Na seção 4, onde os resultados serão apresentados, poderá ser confirmada através dos modelos de regressão.

4 RESULTADOS

Primeiramente foram realizadas cinco regressões lineares múltiplas (M1 a M5) cujas são, respectivamente, características do imóvel, características do ambiente, características da população, características do imóvel e do ambiente, por fim, todas as características juntas, da seguinte forma:

$$\text{Logvaloraluguel}_i = \beta_0 + \beta_1 \text{dormitorio}_i + \beta_2 \text{comodos}_i + \beta_3 \text{banheiro}_i + u_i \quad (\text{M1})$$

$$\begin{aligned} \text{Logvaloraluguel}_i = \beta_0 + \beta_1 \text{distanciaPP}_i + \beta_2 \text{CCP}_i + \beta_3 \text{metro}_i + \\ \beta_4 \text{Infraestrutura}_i + \beta_5 \text{parques}_i + \beta_6 \text{deslocamento}_i + u_i \end{aligned} \quad (\text{M2})$$

$$\text{Logvaloraluguel}_i = \beta_0 + \beta_1 \text{instrucao}_i + \beta_2 \text{idade}_i + \beta_3 \text{logrenda}_i + u_i \quad (\text{M3})$$

$$\begin{aligned} \text{Logvaloraluguel}_i = \beta_0 + \beta_1 \text{dormitorio}_i + \beta_2 \text{comodos}_i + \beta_3 \text{banheiro}_i + \\ \beta_4 \text{distanciaPP}_i + \beta_5 \text{CCP}_i + \beta_6 \text{metropera}_i + \beta_7 \text{Infraestrutura}_i + \beta_8 \text{parques}_i + \\ \beta_9 \text{deslocamento}_i + u_i \end{aligned} \quad (\text{M4})$$

$$\begin{aligned} \text{Logvaloraluguel}_i = \beta_0 + \beta_1 \text{dormitorio}_i + \beta_2 \text{comodos}_i + \beta_3 \text{banheiro}_i + \\ \beta_4 \text{distanciaPP}_i + \beta_5 \text{CCP}_i + \beta_6 \text{metro}_i + \beta_7 \text{Infraestrutura}_i + \beta_8 \text{parques}_i + \\ \beta_9 \text{deslocamento}_i + \beta_{10} \text{instrucao}_i + \beta_{11} \text{idade}_i + \beta_{12} \text{logrenda}_i + u_i \end{aligned} \quad (\text{M5})$$



Foi utilizado o software Stata¹¹ para fazer as análises. A tabela 6 reporta os resultados dessas estimações para o modelo MQO, e para todas as regressões foi utilizado o cluster robusto ao nível de Região Administrativa além da variável dependente, valor do aluguel, com a transformação logarítmica.

Tabela 6 – Primeiras estimações

	M1 imóvel	M2 ambiente	M3 população	M4 imóvel e ambiente	M5 completa
dormitório	0.032 (0.03)			0.065*** (0.01)	0.109*** (0.01)
cômodos	0.121*** (0,01)			0,120*** (0.01)	0.089*** (0.01)
banheiro	0.281*** (0.06)			0.144*** (0.02)	0.106*** (0.01)
distanciaPP		-0.023** (0.01)		-0.018** (0.01)	-0.014*** (0.00)
CCP		-0.000* (0.00)		-0.000 (0.00)	-0.000 (0.00)
metrô		0.107 (0.05)		0.054 (0.03)	0.031 (0.02)
Infraestrutura		0.006 (0.01)		0.009 (0.01)	0.005 (0.00)
parques		0.106 (0.05)		0.019 (0.03)	0.003 (0.02)
deslocamento (até 30 min)		0.054 (0.03)		0.038* (0.02)	0.033* (0.01)
deslocamento (até 1 hora)		-0,028 (0.02)		-0.024 (0.02)	-0.020 (0.01)

¹¹ Trata-se de um programa de estatística usualmente utilizado para análise econométrica.



Instrução (fundamental)			-0.114** (0.04)		0.020 (0.03)
Instrução (médio)			-0.026 (0.04)		0.084** (0.03)
Instrução (superior)			0.309*** (0.05)		0.233*** (0.04)
idade			0.006*** (0.00)		0.002*** (0.00)
logrenda			0.284*** (0.02)		0.143*** (0.02)
constante	5.071*** (0.09)	7.291*** (1.04)	4.007*** (0.15)	5.610*** (0.63)	4.551*** (0.43)
R ²	0.500	0.385	0.479	0.702	0.774
Observações	30.372	13.002	17.273	13.002	10.852

Elaboração própria. * significativa a 10%; ** significativa a 5%; *** significativa a 1%. Entre parêntesis estão os valores dos erros padrão robustos.

Através desta tabela pode-se concluir que a regressão M1 possui um coeficiente de determinação de 50%, o que representa um alto valor explicativo da variável dependente. Das três variáveis explicativas, apenas a quantidade de dormitórios não foi significativa. Os sinais dos coeficientes foram como o esperado. Interpretando os coeficientes, caso haja um aumento de uma unidade de cômodo ou uma de banheiro, o valor do aluguel aumentará em 12,1% e 28,1%, respectivamente.

Observando a regressão M2 pode-se concluir que apenas 38,5% das variáveis ambientais podem explicar o valor do aluguel. Das cinco variáveis explicativas apenas duas foram significativas, porém a variável CCP, crime contra o patrimônio, apesar de exercer uma influência negativa na variável dependente, possui um coeficiente muito baixo. Os sinais dos coeficientes foram como o esperado. Foi possível constatar que a cada 1 quilômetro de distância do Plano Piloto o valor do aluguel diminuirá em 2,3%.

A regressão M3, referente à população, possui um coeficiente de determinação de 47,9%, o que pode ser bastante alto, por se tratar de apenas três variáveis. Das três alternativas de instrução, apenas uma foi não significativa, a referente ao nível médio. Todos os sinais foram como o esperado. As pessoas que possuem somente o ensino fundamental pagam 11,4% a menos no valor de aluguel, já as pessoas com um nível de instrução mais elevado, ensino superior e pós-graduação, pagam 30,9% a mais no valor do aluguel. Ou seja, nas regiões onde o nível de escolaridade é maior, o valor do aluguel também será maior. A variável idade também



exerce influência positiva, sendo constatado o aumento do aluguel em 0,6% para pessoas que possuem uma idade mais elevada. A renda é um fator importante, caso ela aumente em 1%, o valor do aluguel aumentará em 0,284%. As variáveis instrução (superior) e renda são importantes na formação dos preços dos aluguéis, isso porque as pessoas que possuem um nível mais elevado de instrução tendem a ter uma renda mais elevada. Por esse motivo, elas podem pagar por um imóvel em uma região que contenha mais amenidades positivas e menos negativas.

Na regressão M4, composta pelas características do imóvel e do ambiente, pode-se verificar que o coeficiente de determinação aumentou para 70,2%, inferindo em uma melhora do modelo. Todos os sinais foram como o esperado. Das nove variáveis, somente cinco foram significativas com níveis variados de significância. Neste modelo, a quantidade de dormitórios passou a ser significativa, exercendo influência positiva no valor de aluguel, caso aumente um dormitório no imóvel, o valor do aluguel aumentará em 6,5%. As residências que possuem um cômodo a mais terão valores de aluguel maiores em 12%. Assim como a existência de um banheiro a mais fará que o valor do aluguel aumente em 14,4%. A variável distância de Plano Piloto continua exercendo uma influência negativa ao valor do aluguel, um quilometro a mais de distância faz com que o valor dos aluguéis diminuam em 1,8%. Somente uma opção de deslocamento foi significativo, as pessoas que gastam até 30 minutos de casa ao trabalho pagam 3,8% a mais no valor do aluguel.

Pode-se constatar, observando a regressão completa M5, que as variáveis independentes do modelo podem explicar 77,4% da variação do valor dos aluguéis, número este elevado, se tratando de dados em corte transversal¹². Porém somente oito das doze variáveis explicativas são significantes. Nesta regressão as variáveis crime contra o patrimônio, metrô, infraestrutura e parques são não significativas para o modelo. Todos os sinais dos coeficientes foram como o esperado. Todas as variáveis estruturais dos imóveis são significativas e exercem influência de forma positiva. Um aumento de um dormitório, de um cômodo ou de um banheiro a mais fará com que o preço do aluguel aumente em 10,9%, 8,9% e 10,6%, respectivamente. Das variáveis ambientais somente a distância do Plano Piloto e o deslocamento (até 30 min) foram significativas. A cada um quilômetro de distância do Plano Piloto o valor do aluguel diminui em 1,4% e as pessoas que moram mais perto do trabalho pagam 3,3% a mais no valor do aluguel. Com relação às variáveis das características da população, elas tiveram seus

¹² Vide WOOLDRIDGE, Jeffrey M. Introdução à Econometria - uma abordagem moderna. Thomson, 2006.



coeficientes diminuídos. As pessoas com o nível de instrução de ensino médio pagam 8,4% a mais no valor do aluguel. Pessoas com um nível de instrução de ensino superior e mais velhas pagam 23,3% e 0,2%, respectivamente, a mais no valor dos alugueis. Além disso, o coeficiente da variável renda determina que 1% a mais na renda aumentará o valor do aluguel em 0,143%.

4. RESULTADOS

Posteriormente foi realizada uma comparação da influência de uma amenidade ambiental a mais na regressão das características referentes à estrutura dos imóveis (M1). Nas regressões R1 a R4 foram acrescentadas uma variável diferente em cada regressão, da seguinte maneira:

$$\text{Logvaloraluguel}_i = \beta_0 + \beta_1 \text{dormitorio}_i + \beta_2 \text{comodos}_i + \beta_3 \text{banheiro}_i + \beta_4 \text{distanciaPP}_i + u_i \quad (\text{R1})$$

$$\text{Logvaloraluguel}_i = \beta_0 + \beta_1 \text{dormitorio}_i + \beta_2 \text{comodos}_i + \beta_3 \text{banheiro}_i + \beta_4 \text{escolaPP}_i + u_i \quad (\text{R2})$$

$$\text{Logvaloraluguel}_i = \beta_0 + \beta_1 \text{dormitorio}_i + \beta_2 \text{comodos}_i + \beta_3 \text{banheiro}_i + \beta_4 \text{hospital}_i + u_i \quad (\text{R3})$$

$$\text{Logvaloraluguel}_i = \beta_0 + \beta_1 \text{dormitorio}_i + \beta_2 \text{comodos}_i + \beta_3 \text{banheiro}_i + \beta_4 \text{deslocamento}_i + u_i \quad (\text{R4})$$

Tabela 7 – Características dos imóveis e amenidades diversas

	R1	R2	R3	R4
distanciaPP	-0.025*** (0.00)			
escola		0.046*** (0.01)		
hospital			0.045*** (0.01)	



deslocamento (até 30 min)				0.276** (0.09)
deslocamento (até 1 hora)				0.075* (0.03)
constante	5.827*** (0.11)	5.013*** (0.08)	5.032*** (0.07)	4.966*** (0.08)
R ²	0.690	0.596	0.602	0.518
Observações	30,372	30,372	30,372	13.002

Elaboração própria. * significante a 10%; ** significante a 5%; *** significante a 1%. Entre parêntesis estão os valores dos erros padrão robustos.

Na tabela 7 verifica-se que todas as amenidades ambientais inseridas nos modelos são significativas. Comparado com a regressão inicial M1, o coeficiente de determinação aumenta em todas as regressões. Na regressão R1, a cada 1 quilometro de distância do Plano Piloto, o valor do aluguel diminuirá em 2,5%.

A regressão R2, referente às escolas que obtiveram um bom desempenho no ENEM de 2010, mostrou ser uma influência positiva no valor dos alugueis. Nas regiões onde há boas escolas o valor do aluguel aumenta em 4,6%. Analisando a regressão R3, a variável hospital também mostrou ser uma influência positiva. Nas regiões onde há hospitais de referência e privados, o valor dos alugueis aumentam em 4,5%.

A variável deslocamento, regressão R4, se mostrou significativa nas duas alternativas. As pessoas que levam até uma hora para chegar ao trabalho pagam 7,5% a mais no valor do aluguel, e aquelas que levam até 30 minutos pagam 27,6% a mais no valor do aluguel para obter essa comodidade. Ou seja, as pessoas desembolsam mais para morar mais perto do trabalho, minimizando o tempo gasto no trânsito.

O coeficiente de determinação foi mais elevado nas modelos R1 e R3, referentes a distância do Plano Piloto e aos hospitais. Somente o modelo R4 obteve um número menor de observações.

Através da tabela 7 conclui-se que as variáveis ambientais escola, hospital e deslocamento exercem uma influência positiva enquanto a distância exerce uma influência negativa no valor dos alugueis.



5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Esta pesquisa teve a finalidade de investigar a influência das amenidades no preço dos alugueis dos imóveis, utilizando-se do modelo de preços hedônicos com a finalidade de estimar os impactos de cada característica. A estratégia econométrica utilizada foi a regressão linear múltipla em que os seus coeficientes foram estimados através do método dos Mínimos Quadrados Ordinários. Para isso, foi utilizada a base de dados do CENSO de 2010, bem como outras fontes de dados do governo do Distrito Federal.

Primeiramente foi feito um agrupamento das áreas de ponderação do CENSO, aglomerando em Regiões Administrativas. Posteriormente, os dados externos à base do CENSO foram colhidos. Com relação à quantidade de observações, foi bastante elevado, a maioria das amenidades tiveram 30.372. As características foram divididas em três seguimentos: características dos imóveis, características ambientais e características da população.

As primeiras estimações focaram-se em dividir tais características e posteriormente elas foram aglomeradas. Pode-se concluir que (através da regressão completa M5) 77,4% do valor dos alugueis pode ser explicado pelas variáveis do modelo. Apesar disso, a maioria das características ambientais se mostraram não significativas, entre elas estão o crime contra o patrimônio, metrô, infraestrutura e parques. O coeficiente da variável distância do Plano Piloto se mostra significativo em todas as regressões que foi incluída, causando uma redução de 1,4% no valor do aluguel a cada 1 quilômetro. A variável deslocamento também influencia nos preços dos alugueis, as pessoas que gastam menos tempo no trânsito da sua casa ao trabalho pagam 3,3% a mais no valor do aluguel. Entre as variáveis independentes do modelo que mais se destacam se referem às características estruturais dos imóveis e nível de instrução (superior). O aumento de um dormitório, um cômodo e um banheiro no imóvel fará com que os preços do alugueis amente em 10,9%, 8,9% e 10,6%, respectivamente. Já as pessoas com um elevado nível de instrução tendem a pagar mais no valor dos alugueis, sendo constatado um aumento de 23,3%. Uma razão que justifique isso seria a renda desses moradores, que pode ser mais elevada, e com isso eles podem pagar por mais amenidades positivas.

Os resultados revelam que os consumidores valorizam as características estruturais dos imóveis e que algumas características ambientais, incluídas nesta pesquisa, não exercem influência nas escolhas dos moradores do Distrito Federal. Alguns fatores podem ser usados para explicar o porquê algumas características ambientais são não significativas. Ponto a ponto, a variável crime contra o patrimônio é uma amenidade negativa, como pôde ser vista na tabela



6, porém ela não é um fator determinante dos preços dos alugueis no Distrito Federal. Assim como a variável metrô, que para o modelo também é não significativa, pode ser justificado pelo fato de haver poucas estações, das 31 regiões administrativas somente 6 possuem alguma estação. Os lugares com o valor de aluguel mais caro do Distrito Federal não possuem esse tipo de transporte. Outra causa que pode estar associada a não significância dessa variável é que no Distrito Federal uma grande parte da população não é adepta ao transporte público. A variável infraestrutura também se mostrou não significativa na determinação dos preços dos alugueis, a causa disso pode ser porque, hoje no Distrito Federal, fatores como rua asfaltada, calçada, meio-fio, iluminação pública e rede de água pluvial já estão presentes em todas as regiões com uma elevada porcentagem¹³, então essa variável não seria um fator determinante pois subtende-se que há infraestrutura desse tipo em todas as regiões. Por último, a variável parques também não significativa para o modelo, pode haver uma explicação. Há parques para lazer ou para contemplação da natureza em 22 regiões administrativa e nessas regiões o preço dos alugueis variam substancialmente. Como há presença de parques em aproximadamente 71% das regiões do Distrito Federal, os moradores de uma região que não possui esta amenidade chegará a um parque a poucos minutos de sua região.

As variáveis ambientais que não foram significativas para o modelo, citadas acima, não determinam o preço do aluguel. Porém, para que haja um desenvolvimento nas regiões do Distrito Federal, ainda é imprescindível que o governo invista em estações de metrô e na manutenção dos parques e da infraestrutura pública. Além disso, o governo deve alocar recursos em educação e na segurança pública com o intuito de melhorar a qualidade de vida dos moradores do Distrito Federal.

Apesar de obter dados como a quantidade de cômodos, dormitório e banheiros, para possíveis extensões desta pesquisa, poder-se-ia pensar na inclusão da variável “metro quadrado” e também outras variáveis acerca da criminalidade das regiões. Por fim, trabalhos como este podem ser difundidos para outras regiões do Brasil, afim de comparar a importância que os consumidores dão às amenidades no mercado imobiliário.

¹³Vide tabela 5.



5. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALVES, Denisard Cneio de Oliveira; YOSHINO, Joe Akira; Pereda, Paula Carvalho; Amrein, Carla Juca. Modelagem dos Preços de Imóveis Residenciais Paulistanos. Ver. Bras. Finanças, Rio de Janeiro, Vol.9, n.2. Junho. p. 167-187, 2011.

BARTIK, T.; SMITH, K. Urban amenities and public policy. Handbook of Regional and Urban Economics, v. 2, p. 1207-1254, 1987.

CHESHIRE, Paul; SHEPPARD, Stephen. Caoitalising the Value of Free Schools: The impacto of Supply Characteristics and Uncertainty. The Economic Journal, 114, F397-F424, 2004.

COSTA, Lucio. Plataforma rodoviária. In: COSTA, Lucio. Registro de uma vivência (op. cit.), p. 311, 1984.

CRAVO, Túlio Antonio. RESENDE, Guilherme Mendes. CRUZ, Bruno de Oliveira. Mensurando as disparidades regionais no Brasil: Salários, custo de vida e amenidades locais. Ver. Econ. Contemp., Rio de Janeiro, v. 15, n. 1, p. 171-197, jan-abr, 2011.

CODEPLAN. Secretaria de estado de educação. Disponível em: <www.se.df.gov.br/servicos/escolas-do-df.html>. Acesso em 20/12/2017.

CODEPLAN. Secretaria de estado de saúde. Disponível em: <www.saude.df.gov.br/sobre-a-secretaria/hospitais-e-regionais.html>. Acesso em 27/12/2017.

CROPPER, M., Leland, B.; MACCONNELL, K. E. On the choice of functional form for hedonic price functions. The Review of Economics and Statistics 70(4), p. 668–675, 1998.

DANTAS, Rubnes Alves; MAGALHÕES, André Matos; VERGOLINO, José Raimundo de Oliveira. Avaliação de imóveis: a importância dos vizinhos no caso de Recife. Economia Aplicada volume 11 no.2 Ribeirão Preto Abril/Junho, 2007.

FÁVERO, Luiz Paulo Lopes; BELFIORE, Patrícia Prado; LIMA, Gerlando A. S. Franco de. Modelos de precificação hedônica de imóveis residenciais na região metropolitana de São Paulo: uma abordagem sob as perspectivas da demanda e da oferta. Estud. Econ. Vol.38 n.1 São Paulo. Jan./Mar, 2008.

FERREIRA, Marieta de Moraes. O Governo de Juscelino Kubitschek. Disponível em: <<http://cpdoc.fgv.br/producao/dossies/JK/artigos/Brasilia/Construcao>>. Acesso em 14/05/2018.

FILHO, E Souza.; Arraes, R. (2004) “Análise da demanda e modelos de preços hedônicos no mercado imobiliário urbano: o caso de Fortaleza”. Fortaleza: CAEN, Universidade Federal do Ceará.



FOLLAIN, J. R.; MALPEZZI, S. Dissecting housing value and rent: estimates of hedonic indexes for thirty-nine large SMSAs. vol 249, ed 17 edn, The Urban Institute, Washington, DC. 1980.

GUJARATI, Damodar N. e PORTER, Dawn C. *Econometria Básica*. 5. Ed, p. 395.

HERMANN, Bruno M; HADDAD, Eduardo A. Mercado Imobiliário e Amenidades Urbanas: A view Through the Window. *Est. Econ.*, São Paulo, V 35, N.2, P.237-269, Abril-Junho, 2005.

HOUTHAKKER, H. S. Compensated changes in quantities and qualities consumed. *Review of Economic Studies*, v. 19, n.3, p. 155-164, 1952.

IBGE. Áreas de Ponderação. Disponível em: <<https://censo2010.ibge.gov.br/apps/areaponderacao/>>. Acesso em 01/04/2018

IBGE. Estimativas de População. Disponível em: <<https://www.ibge.gov.br/estatisticas-novoportal/sociais/populacao/9103-estimativas-de-populacao.html>>. Acesso em 14/05/2018.

KOSTER, Hans R. A. Ommeren, Jos N. Rietveld, Piet. Historic amenities, income and sorting of households. *Journal of Economic Geography*, p. 1-34, 2014.

LANCASTER, Kelvin J. A New Approach to Consumer Theory. *Journal of Political Economy*, 74, 1966.

MARQUES JUNIOR, Liderau dos Santos; PORTO JUNIOR, Sabino da Silva. O Método da Teoria Neoclássica - a economia neoclássica é uma economia refutável? - Rio Grande do Sul. Disponível em: <www.ufrgs.br/fce/wp-content/uploads/2017/02/TD02_2003_marquesjr_portojr.pdf>. Acesso em: 28/10/2017.

NETO, E. F. (2002). “Estimação do preço hedônico: uma aplicação para o mercado imobiliário do Rio de Janeiro”. Rio de Janeiro: Escola de Pós-Graduação de Economia, Fundação Getúlio Vargas.

PONTES, Eduardo; PAIXÃO, Luiz Andrés; ABRAMO, Pedro. O mercado imobiliário como revelador das preferências pelos atributos espaciais: uma análise do impacto da criminalidade urbana no preço dos apartamentos em Belo Horizonte. *Ver. Econ. Contemp.* [online]. Vol.15, n.1, p. 171-197, 2011.

ROSEN, S. Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition. *Journal of Political Economy*, p. 34–55, 1974.

SEABRA, Déborah Maria da Silva; NETO, Raul da Mota Silveira; MENEZES, Tatiane Almeida de Menezes. Mercado Imobiliário e Amenidades: evidências para a cidade do Recife. *Economia Aplicada*, v. 20, n.1, p. 143-169, 2005.

SECRETARIA. Secretaria de saúde do Distrito Federal. Disponível em: <<http://www.saude.df.gov.br/hospitais/>>. Acesso em 05/07/2018.



SOUZA, Alceu; AVILA, Silvio Cesar; SILVA, Wesley Vieira da. Modelos de preços hedônicos para estimar a relação preço-satisfação na compra de veículos populares novos. Disponível em: < <http://periodicos.pucminas.br/index.php/economiaegestao/article/view/8>>. Acesso em 12/10/2017.

TJDFT. Hospitais Particulares. Disponível em: /www.tjdft.jus.br/institucional/comite-executivo-districal-da-saude/hospitais/hospitais-particulares>. Acesso em 05/01/2018.

TSE. Zonas eleitorais. Disponível em: <<http://www.tre-df.jus.br/eleitor/zonas-eleitorais/enderecos-e-telefones-mapa-por-zona-eleitoral>>. Acesso dia 01/04/2018.

UOL. Resultado do ENEM por escola. Disponível em: <https://educacao.uol.com.br/noticias/2011/09/12/enem-por-escola-confira-as-20-primeiras-colocadas-do-distrito-federal.htm>. Acesso em 05/07/2018.

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. Introdução à Econometria - uma abordagem moderna. Thomson, 2006.

GANHADORES DO I PRÊMIO CORECON-DF DE ECONOMIA – 1994

1º LUGAR

AMARA BASTOS FEU ALVIM (CEUB)

Título: Crescimento Econômico do Brasil no Período de 1948 a 1989

Orientador: Prof. Walter Milton de Aranha Oliveira

2º LUGAR

BRUNU MARCUS F. AMORIM (UnB)

Título: Problemas na Determinação dos Preços e Salários na Economia Brasileira

Orientador: Prof. Jorge Saba

3º LUGAR

ALDO JULIO FERREIRA (UCB)

Título: Previdência Social Brasileira: Uma Abordagem Econômica

Orientador: Prof. José Luiz Pagnussat

Comissão Julgadora

José Fernando Cosentino Tavares

Mário Sérgio Fernandez Sallorenzo

Roberto Bocaccio Piscitelli

GANHADORES DO II PRÊMIO CORECON-DF DE ECONOMIA – 1995

1º LUGAR

PRISCILA MARIA SANTANA (UnB)

Título: Previdência Social

Orientador: Prof. Valmir José de Resende

2º LUGAR

LUÍS CLÁUDIO SANTANA SANTORO (UnB)

Título: Dívida Externa Brasileira: Análise do Processo Renegociatório no Âmbito do Clube de Paris

Orientador: Prof. Maurício Barata

3º LUGAR

HERBERT VIEIRA DE ARAÚJO (UCB)

Título: Os programas de Estabilização Econômica e os Reflexos sobre os Salários 1986/1994

Orientador: Prof. Rodrigo Araújo Rodrigues

3º LUGAR

LUIZ GUILHERME HENRIQUES (UnB)

Título: Empresas Estatais - Aspectos Teóricos e Conjunturais

Orientador: Jorge Saba

Comissão Julgadora

Newton Ferreira da Silva Marques

Milton Barbosa

José Roberto Novaes de Almeida

GANHADORES DO III PRÊMIO CORECON-DF DE ECONOMIA – 1996

1º LUGAR

LUIS ALBERTO BECKMAN MEIRELLES (UnB)

Título: Salários Indiretos e o Imposto sobre a Renda: Algumas Orientações para o caso Brasileiro

Orientador: Prof. Jorge Saba Arbache

2º LUGAR

DÉBORA SALLADA DE NÓVOA (CEUB)

Título: Mercosul - Vantagens e Perdas para o Brasil de 1985 a 1995

Orientador: Prof. Egídio Lessinger

3º LUGAR

LUCIANA ASPER Y VALDÉS (UCB)

Título: Análise do Comportamento das Indústrias Automobilísticas, Têxtil e de Brinquedos frente a evolução da Abertura Comercial a partir de 1990 (1990 a 1995)

Orientador: Prof. Rodrigo Augusto Rodrigues

Comissão Julgadora

Maria Aparecida Grendene de Souza

José Fernando Cosentino Tavares

José Roberto Novaes de Almeida

GANHADORES DO IV PRÊMIO CORECON-DF DE ECONOMIA – 1997

1º LUGAR

ALEX PEREIRA BENÍCIO (UnB)

Título: O dinamismo do setor tradeable e o crescimento econômico Brasileiro: 1980-85

Orientador: Prof. Joanílio Rodolpho Teixeira

2º LUGAR

VIVIANE APARECIDA DA SILVA (UnB)

Título: O impacto das moedas de privatização sobre a dívida pública.

Orientador: Prof. Jorge Nogueira

3º LUGAR

ALESSANDRO C. BARROS (UnB)

Título: Instabilidade estrutural ou conjuntural? Análise e avaliação econômica do sistema bancário comercial Brasileiro de 1990 a 1996

Orientador: Prof. Joaquim P. de Andrade

Comissão Julgadora

Décio Garcia Munhoz

Ingo Antônio Luger

Maurício Barata de Paula Pinto

GANHADORES DO V PRÊMIO CORECON-DF DE ECONOMIA – 1998

1º LUGAR

FABIANO RODRIGUES BASTOS (UnB)

Título: Fluxo de capitais para América Latina nos anos 90: Efeito externo dominante e o papel dos condicionantes internos

Orientador: Prof. Joaquim Andrade

2º LUGAR

MARCELO SOARES DUTRA VASCONCELOS (UCB)

Título: Análise do investimento em marketing esportivo de futebol: Estudo de casos (1990 a 1997)

Orientador: Prof. Newton Lima Braga

3º LUGAR

CARLA GARCIA PROTÁSIO (UnB)

Título: Política comercial na década de 90 e a intensidade fatorial da economia brasileira em 1996

Orientador: Prof. Renato Baumann

Comissão Julgadora

Newton Ferreira da Silva Marques

Carlos Eduardo de Freitas

Marcus Vinicius da Costa Villarim

GANHADORES DO VI PRÊMIO CORECON-DF DE ECONOMIA – 1999

1º LUGAR

FABIANA MAGALHÃES ALMEIDA (UnB)

Título: Teoria dos regimes cambiais e controle da inflação: uma análise empírica para o Brasil e Argentina.

Orientadora: Prof.a. Maria de Lourdes Rollemberg Mollo

2º LUGAR

PABLO FONSECA PEREIRA DOS SANTOS (UnB)

Título: União monetária: aspectos teóricos, experiências históricas e as perspectivas de implementação de uma moeda única no MERCOSUL

Orientador: Prof. Renato Baumann

3º LUGAR

MARTIM RAMOS CAVALCANTI (UnB)

Título: A solvência intertemporal da dívida interna brasileira: um estudo do período de 1989 a 1997

Orientadora: Prof.a. Adriana Amado

3º LUGAR

PAULA BICUDO DE CASTRO MAGALHÃES (UnB)

Título: Fatores explicativos das principais crises cambiais no Brasil: 1970-1997

Orientador: Prof. Joaquim Pinto de Andrade

Comissão Julgadora

João Alfredo Leite Miranda

Jorge Saba Arbache

Katherine Hennings

GANHADORES DO VII PRÊMIO CORECON-DF DE ECONOMIA – 2000

1º LUGAR

MARIANA DE LOURDES MOREIRA LOPES (UnB)

Título: Crises cambiais e ataques especulativos: A mensuração do efeito contágio nas recentes crises brasileiras.

Orientadora: Prof. Joaquim Pinto de Andrade

2º LUGAR

LUIZA CARNEIRO BRASIL (UnB)

Título: Protocolo de Quioto: impactos sobre a economia brasileira.

Orientador: Prof. Jorge Nogueira

3º LUGAR

EVA CECÍLIA DE ALCÂNTARA (UCB)

Título: As entidades fechadas de previdência privada no Brasil

Orientadora: Prof. Francisco Galvão

3º LUGAR

JOANA AKIYO NEMOTO (UnB)

Título: Algumas considerações sobre a concepção marxista de moeda: ortodoxia versus heterodoxia.

Orientador: Adriana Amado

Comissão Julgadora

Maurício Barata de Paula Pinto

José Honório Accarini

Júlio Miragaya

GANHADORES DO VIII PRÊMIO CORECON-DF DE ECONOMIA – 2001

1º LUGAR

MARCELO GALIZA PEREIRA DE SOUZA (UnB)

Título: Redução da pobreza e resposta da oferta agroalimentar: um estudo sobre a implementação de um programa de renda mínima no Brasil.

Orientador: Prof. Jorge Madeira Nogueira

2º LUGAR

LEANDRO MACHADO DE MAGALHÃES (UnB)

Título: União monetária: As teorias neoclássicas e Pós-Keynesiana, a experiência Européia e perspectivas para o Mercosul.

Orientadora: Prof. Adriana Moreira Amado

3º Lugar

PEDRO EDUARDO DE OLIVEIRA SILVA NETO (UCB)

Título: A causalidade entre a evolução da produtividade do trabalho no agregado da indústria de transformação e a abertura comercial brasileira – 1985 a 1999.

Orientador: Prof. Márcio Bruno Ribeiro

3º LUGAR

ANELIESE KARLA DENZIM DEBUS (UnB)

Título: Cálculo de taxas de câmbio efetivas: uma aplicação para o Brasil.

Orientador: Prof. Maurício Barata de Paula Pinto

MENÇÃO HONROSA

ROGÉRIO DIAS DE ARAÚJO (UnB)

Título: Crescimento industrial Brasileiro antes da primeira Guerra Mundial: Conotações protecionistas das políticas implementadas.

Orientadora: Prof^a. Maria Teresa Andrade Ribeiro de Oliveira

Comissão Julgadora

Roberto Bocaccio Piscitelli

José Luiz Pagnussat

Newton Ferreira da Silva Marques

GANHADORES DO IX PRÊMIO CORECON-DF DE ECONOMIA – 2002

1º LUGAR

CAMILA FIGUEIREDO BONFIN (UnB)

Título: Comércio intra-industrial: a questão teórica e as evidências no intercâmbio entre o Brasil e a Argentina no período de 1993 a 2000.

Orientador: Profª. Maria Luiza Falcão Silva

2º LUGAR

MARCELO ROCHA VITORINO (UnB)

Título: Dívida pública brasileira: uma análise do período pós-Real.

Orientadora: Prof. Joaquim Pinto de Andrade

3º LUGAR

PAULO ROBERTO DE BARROS DA SILVA (UCB)

Título: Política industrial: opções estratégicas para a indústria brasileira.

Orientador: Prof. Eduardo Marcos Chaves Bastos

Comissão Julgadora

Maurício Barata de Paula Pinto

Humberto Vendelino Richter

José Ribeiro Machado Neto

GANHADORES DO X PRÊMIO CORECON-DF DE ECONOMIA – 2003

1º LUGAR:

THIAGO NEVES PEREIRA (UnB)

Título: Variações cambiais e inflação: uma interpretação do processo pass-through para o Brasil.

Orientador: Joaquim Pinto de Andrade

2º LUGAR:

LEONARDO ALMEIDA BURSZTYN (UnB)

Título: Financiamento do desenvolvimento: teorias econômicas e a experiência brasileira Orientadora: Adriana Moreira Amado

3º LUGAR:

ALEXANDRE VASCONCELOS BORGES NETTO (UnB)

Título: Crises gêmeas e modelos de crise cambial de terceira geração: avaliação da relação entre indicadores econômico-financeiros e a volatilidade cambial no Brasil: 1999 – 2002.

Orientadora: Maria Luiza Falcão Silva

MENÇÃO HONROSA:

ESTELITA MARIA DE O. CARNEIRO (UCB)

Título: Medidas de concentração industrial: uma análise da indústria de transformação brasileira.

Orientador: Rogério Boueri Miranda

Comissão Julgadora

Maurício Barata de Paula Pinto

José Aroudo Mota

José Ribeiro Machado Neto

GANHADORES DO XI PRÊMIO CORECON-DF DE ECONOMIA – 2004

1º LUGAR:

ANTONIO ALBERTO MAZALI (UNEB)

Título: Curva de Phillips e a Taxa Natural de Desemprego no Brasil: Agosto de 1994 a Dezembro de 2002

Orientador: Fernando de Aquino Fonseca Neto

2º LUGAR:

GABRIEL JOSÉ CAMPOS ERVILHA (UnB)

Título: Substituição de Moeda em Economias Hiperinflacionárias

Orientador: José Roberto Novaes de Almeida

3º LUGAR:

CLEIDE MARIA DA SILVA (UCB)

Título: As Políticas Sociais de Combate à Fome e à Pobreza no Brasil.

Orientadora: Júnia Rodrigues de Alencar

Comissão Julgadora

Maurício Barata de Paula Pinto

José Aroudo Mota

Newton Marques Ferreira da Silva

GANHADORES DO XII PRÊMIO CORECON-DF DE ECONOMIA – 2005

1º LUGAR

JOSÉ JORGE GABRIEL JÚNIOR (UnB)

Título: Taxa de juros: controvérsias teóricas e o caso brasileiro

Orientadora: Prof^a. Maria de Lourdes Rollemberg Mollo

2º LUGAR

RAPHAEL MAGALHÃES BARCELOS (UnB)

Título: Uma avaliação da credibilidade do regime de metas de inflação no Brasil: 1999-2005

Orientador: Prof. Carlos Alberto Ramos

3º LUGAR

JOSÉ CARNEIRO DA CUNHA OLIVEIRA NETO (UCB)

Título: Uma análise da formação da dívida pública a partir da teoria do ciclo Político.

Orientador: Prof. Elvino de Carvalho Mendonça

MENÇÃO HONROSA

AURÉLIO JOSÉ MARTINS (UCB)

Título: O crédito do programa nacional de fortalecimento da agricultura familiar (Pronaf) e a eficiência técnica agrícola brasileira: uma análise para o período de 1996 a 2003.

Orientadora: Prof^a. Júnia Rodrigues de Alencar

MENÇÃO HONROSA

LEOPOLDO SCHIPMANN DE LIMA (UnB)

Título: Investimento em infra-estrutura e constrangimento ao crescimento Econômico.

Orientador: Prof. Jorge Saba Arbache

Comissão Julgadora

José Luiz Pagnussat

Humberto Vendelino Richter

Maria Cristina de Araújo

Victor José Hohl

GANHADORES DO XIII PRÊMIO CORECON-DF DE ECONOMIA – 2006

1º LUGAR

ALEXANDRE MENDONÇA GONÇALVES (UnB)

Título: Fluxo de Capitais: Divergências teóricas, o Caso Brasileiro e Proposta de Gerenciamento.

Orientador: Prof. Joaíllo Rodolpho Teixeira

2º LUGAR

SAULO QUADROS SANTIAGO (UnB)

Título: O Processo de Unificação Monetária: Controvérsias Teóricas e o Caso da América Latina.

Orientadora: Profª Maria de Lourdes Rollemberg Mollo

3º LUGAR

ALINE TEIXEIRA FERRIGNO (UnB)

Título: Evasão Fiscal e Ineficiência na Arrecadação de ICMS no Distrito Federal: Um Abordagem de Fronteiras Estocásticas de Produção.

Orientadora: Profª Maria da Conceição Sampaio de Sousa

MENÇÃO HONROSA

ERICK ELYSIO REIS AMORIM (UnB)

Título: Competição Tributária: Quem ganha e quem perde com a guerra fiscal do Distrito Federal.

Orientador: Prof. Vander Mendes Lucas

MENÇÃO HONROSA

DIMITRI DE OLIVEIRA E SILVA (UnB)

Título: O impacto da política de cotas sobre a renda e desigualdade: uma análise sob a ótica de teorias e determinação da renda.

Orientadora: Profª Maria de Lourdes Rollemberg Mollo

Comissão Julgadora

José Luiz Pagnussat

Humberto Vendelino Richter

Maria Cristina de Araújo

Victor José Hohl

GANHADORES DO XIV PRÊMIO CORECON-DF DE ECONOMIA – 2007

1º LUGAR

ROGÉRIO LÚCIO SOARES DA SILVA JUNIOR (UCB)

Título: Determinantes do crescimento brasileiro no período de 1950-2000

Orientador: José Ângelo Costa do Amor Divino

2º LUGAR

HUGO LANCARTER MOL (UCB)

Título: O impacto da patente no crescimento econômico do Brasil no período de 1970 a 2002.

Orientador: Carlos Vinícius Santos Reis

3º LUGAR

ADRIANO GUEDES MARTINS (UCB)

Título: A regra de Taylor com preços livres e com preços administrados no pós-plano real.

Orientador: José Ângelo Costa do Amor Divino

MENÇÃO HONROSA

IGOR SIQUEIRA CORTEZ (UnB)

Título: Pirataria de música na internet: uma análise de bem-estar social.

Orientador: Rodrigo Andrés de Souza Peñaloza

Comissão Julgadora

Joaquim Pinto de Andrade

José Paulo Mascarenhas

Roberto Ellery

Maurício Barata de Paula Pinto

GANHADORES DO XV PRÊMIO CORECON-DF DE ECONOMIA – 2008

1º LUGAR

LORENA GIURIZATTO DEL PUPPO (UCB)

Título: A personalidade de um indivíduo tem Influência na determinação do seu perfil como investidor?

Orientador: Tito Belchior da Silva Moreira

2º LUGAR

ILÍADA BENEVIDES DA SILVA (UCB)

Título: Dominância fiscal versus dominância monetária: experiência da economia brasileira no período de 2005 a 2007.

Orientador: Tito Belchior da Silva Moreira

3º LUGAR

VIVIAN FERNANDES RODRIGUES BARBOSA (UnB)

Título: A experiência brasileira de liberalização financeira e o controle de fluxos de capitais.

Orientadora: Maria de Lourdes Rollemberg Mollo

MENÇÃO HONROSA

FRANCISCO OHANA PINTO DE SANT'ANA (UnB)

Título: Um capítulo da história do pensamento econômico no Brasil: a controvérsia entre Furtado e Simonsen acerca do desemprego estrutural.

Orientador: Mauro Boianovsky

Comissão Julgadora

Maurício Barata de Paula Pinto

José Luis Oreiro

Paulo Roberto A. Loureiro

Joaquim Pinto de Andrade

GANHADORES DO XVI PRÊMIO CORECON-DF DE ECONOMIA – 2009

1º LUGAR

ANTONIO DE PÁDUA ALVES E SOUZA (UCB)

Título: Abertura comercial e inflação: a liberação do comércio no Brasil e convergência às políticas monetárias.

Orientador: Adolfo Sachsida

2º LUGAR

DANIEL HENRIQUE NASCIMENTO (UnB)

Título: Competitividade e estrutura financeira das ligas de futebol profissional: uma comparação entre o Brasil e a Europa.

Orientador: Jorge Madeira Nogueira

3º LUGAR

FABIO DE MEDEIROS SOUZA (UnB)

Título: A abertura comercial brasileira e seus impactos sobre a distribuição funcional de renda.

Orientadora: Maurício Barata de Paula Pinto

MENÇÃO HONROSA

ANA CLÁUDIA SANT'ANNA (UnB)

Título: Valores dos serviços ambientais de florestas nacionais: um instrumento anti-desmatamento?

Orientador: Jorge Madeira Nogueira

MENÇÃO HONROSA

VANESSA CABRAL GOMES (UnB)

Título: Fatores associados ao rendimento escolar de alunos da 8ª série do ensino fundamental (2003): uma abordagem da função de produção da educação.

Orientador: Geovana Lorena Bertussi

Comissão Julgadora

Maria Luiza Falcão Silva

Paulo Roberto A. Loureiro

Tito Belchior da Silva Moreira.

GANHADORES DO XVII PRÊMIO CORECON-DF DE ECONOMIA – 2010

1º LUGAR

CAMILO REY LAURETO (UnB)

Título: Rentabilidade e o Processo de concentração do setor bancário brasileiro: 2002 a 2009.

Orientador: José Luis da Costa Oreiro

2º LUGAR

CECÍLIA WING SOON CARVALHO YU (UnB)

Título: Análise do comércio bilateral Brasil-China em período recente.

Orientador: Renato Coelho Baumann das Neves

3º LUGAR

KARLA ALVES DA SILVA (UCB)

Título: Equivalência Ricardiana para economia brasileira 1995 a 2008.

Orientador: Tito Belchior Moreira

MENÇÃO HONROSA

MATHEUS RAUBER CORADIN (UnB)

Título: A Lei de Thirlwall e modelos de crescimento restritos pelo balanço de pagamentos: Uma análise para o caso brasileiro.

Orientador: Maurício Barata de Paula Pinto

MENÇÃO HONROSA

FRANCESCA MUNIA MACHADO (UnB)

Título: Comércio Internacional, Política Comercial e desigualdade de salários.

Orientador: Maurício Barata de Paula Pinto

Comissão Julgadora

Humberto Vendelino Richter

Bento de Matos Félix

José Luiz Pagnussat

GANHADORES DO XVIII PRÊMIO CORECON-DF DE ECONOMIA – 2011

1º LUGAR

PAULO HENRIQUE MENDES LEANDRO BESERRA

Título: A relação entre desigualdade de renda e crescimento econômico no Brasil

Orientador: Geovana Lorena Bertussi

2º LUGAR

DANIELA FERREIRA DE MATOS

Título: A Teoria q de Tobin e as flutuações de curto prazo da taxa de investimento no Brasil (2000-2008)

Orientador: José Luis da Costa Oreiro

3º LUGAR

ANDRÉ VICTOR DOHERTY LUDUVICE

Título: Qual a contribuição da educação? O capital humano na Teoria do Crescimento Econômico e aplicação a economia brasileira

Orientador: Mauro Boianovsky

MENÇÃO HONROSA

CRÍSTILLA MARINHO AVELINO DA SILVA

Título: A exploração do pré-sal pode trazer a maldição dos recursos naturais para o Brasil?

Orientador: Maurício Barata de Paula Pinto

Comissão Julgadora

Carlito Roberto Zanetti

José Luiz Pagnussat

José Roberto Novaes de Almeida

GANHADORES DO XIX PRÊMIO CORECON-DF DE ECONOMIA – 2012

1º LUGAR

MARCELA TETZNER LAÍZ (UnB)

Título: Estabilidade Financeira e Política Monetária - O caso Brasileiro.

Orientador: Daniel de Oliveira Cajueiro

2º LUGAR

WELLTON SILVA MÁXIMO (UnB)

Título: Construindo Crédito: Impactos da Desregulamentação do Desempenho Econômico das Cooperativas Financeiras.

Orientador: Gil Riella

3º LUGAR

ANNA CAROLINA DE ANDRADE NOGUEIRA (UnB)

Título: Análise das políticas educacionais brasileiras no combate à desigualdade de renda.

Orientadora: Geovana Lorena Bertussi

4º LUGAR

LUÍSA CARDOSO GUEDES DE SOUZA (UnB)

Título: A mensuração da desigualdade de gênero: um índice para os estados brasileiros.

Orientador: Carlos Alberto Ramos

5º LUGAR

DIMAS MATEUS FAZIO (UnB)

Título: A relação entre competição e risco no sistema bancário latino americano: tamanho e capitalização importam?

Orientador: Daniel de Oliveira Cajueiro

Comissão Julgadora

Carlito Roberto Zanetti

José Eustáquio Ribeiro Vieira Filho

Renan Said Silva

GANHADORES DO XX PRÊMIO CORECON-DF DE ECONOMIA – 2013

1º LUGAR

FERNANDO FARIA SIQUEIRA (UNB)

Título: Distribuição funcional da renda, ganhos de produtividade e crescimento econômico: uma análise empírica.

Orientador: Ricardo Silva Azevedo Júnior

2º LUGAR

JOSIMAR PACHECO DE ANDRADE (UPIS)

Título: Evolução da regulação prudencial nos contextos dos acordos de Basileia.

Orientador: Bento de Matos Félix

3º LUGAR

FABIANE FERNANDES HANONES (UNB)

Título: Desindustrialização no Brasil: um processo natural ou precoce do seu desenvolvimento econômico?

Orientador: José Luis da Costa Oreiro

1ª MENÇÃO HONROSA

MOISÉS SUZARTE LIMA MACEDO (UnB)

Título: Modelo neoclássico de capital humano: um estudo comparado da produtividade total de fatores do Brasil e Chile

Orientador: Roberto Ellery Jr.

2ª MENÇÃO HONROSA

LUÍS CRISTOVÃO FERREIRA LIMA (UnB)

Título: A persistente desigualdade nas grandes cidades brasileiras: o caso de Brasília

Orientador: Michael Christian Lehmann

Comissão Julgadora

Carlito Roberto Zanetti

José Luiz Pagnussat

José Roberto Novaes de Almeida

GANHADORES DO XXI PRÊMIO CORECON-DF DE ECONOMIA – 2014

1º LUGAR:

LUIS GUILHERME ALHO BATISTA (UNB)

Título: Análise das Interações horizontais sobre a adoção de incentivos fiscais à industrialização por Municípios

Orientador: Rafael Terra de Menezes

2º LUGAR:

EDUARDO CUNHA CASTELLO BRANCO (UCB)

Título: A Relação entre Risco soberano e Variáveis macroeconômicas brasileiras.

Orientador: José Angelo Divino

3º LUGAR:

CLEIDE MARIA DA SILVA (UNB)

Título: Comportamento Fiscal dos Municípios brasileiros:

Uma análise de 2006 a 2012

Orientadora: Geovana Lorena Bertussi

1ª MENÇÃO HONROSA:

LUCIKELLY DOS SANTOS LIMA (UCB)

Título: O Impacto das transferências intergovernamentais sobre a distribuição das receitas disponíveis dos Municípios.

Orientador: Leonardo Monteiro Monastério

2ª MENÇÃO HONROSA:

ANDRÉ FERREIRA DOS SANTOS (UPIS)

Título: Análise dos determinantes da criminalidade no Distrito Federal

Orientadores: Bento de Matos Félix

Bernardo Celso de Resende Gonzalez

Comissão Julgadora

Maurício Barata de Paula Pinto

José Aroudo Mota

Newton Marques Ferreira da Silva

GANHADORES DO XXII PRÊMIO CORECON-DF DE ECONOMIA – 2015

1º LUGAR

VINÍCIUS AUGUSTO DE ALMEIDA (UNB)

Título: Há interação entre as Políticas Fiscal e Monetária na Economia Brasileira?

Orientador: José Angelo Divino

2º LUGAR

NÍCOLAS POWIDAYKO VANZELA (UNB)

Título: Paridade do Poder de Compra, Política Cambial e a Taxa de Câmbio Brasileira entre 1944 e 2013.”

Orientadora: Geovana Lorena Bertussi

3º LUGAR

MATEUS RODRIGUES CERQUEIRA (UNB)

Título: O Papel do Crédito na Política Monetária.”

Orientador: Osvaldo Candido da Silva Filho

1ª MENÇÃO HONROSA

MATHEUS SCHMELING COSTA (UNB)

Título: Eu roubo, tu roubas, nós roubamos: Uma modelagem multiagentes da decisão pela atuação corrupta.

Universidade de Brasília

Orientador: Bernardo Mueller

2ª MENÇÃO HONROSA

ELINNE NASTASHA CARVALHO SOUSA VAL (UNB)

Título: Comércio internacional em prol do desenvolvimento econômico: Estudos dos casos dos Estados da Bahia, Ceará e Pernambuco, no período de janeiro de 2010 e junho de 2014.

Orientador: José Carlos de Oliveira

Comissão Julgadora

José Luiz Pagnussat

Elder Linton Alves de Araújo

José Eustáquio Ribeiro Vieira Filho

José Fernando Cosentino Tavares

GANHADORES DO XXIII PRÊMIO CORECON-DF DE ECONOMIA – 2016

1º LUGAR

CARLOS ALBERTO BELCHIOR D. CARNEIRO (UnB)

Título: Terceirização e salário eficiência: O caso do Brasil?

Orientador: Geovana Lorena Bertussi

2º LUGAR

RUAN VALENTE STAFFUZZA (UnB)

Título: A influência da qualidade da escola pública na dependência intergeracional de salários no Brasil.

Orientador: Rafael Terra

3º LUGAR

HENRIQUE FERNANDES PIRES (UnB)

Título: A relação entre a política monetária e a dívida pública na economia brasileira: olhares sobre o impacto das LFTs.

Orientador: Carlos Alberto Ramos

1ª MENÇÃO HONROSA (UnB)

REBECA MARIA NEPOMUCENO LIMA

Título: O impacto do uso do cartão de crédito no consumo trimestral brasileiro

Orientador: Geovana Lorena Bertussi

2ª MENÇÃO HONROSA (UnB)

RENATO CARNEIRO RABELO MENDES ROMERO

Título: Como se comportam os partidos políticos? uma análise sobre a formação de redes nas eleições de 2010 e 2014

Orientador: Andrea Felipe Cabello

Comissão Julgadora

José Luiz Pagnussat (Presidente)

Elder Linton Alves De Araújo

José Eustáquio Ribeiro Vieira Filho

José Fernando Cosentino Tavares

GANHADORES DO XXIV PRÊMIO CORECON-DF DE ECONOMIA – 2017

1º LUGAR

TIAGO SEIXAS PRATA DA FONSECA (UnB)

Título: Financeirização e inserção periférica: uma abordagem alternativa para o problema dos juros altos e os limites estruturais à economia brasileira.

Orientadora: Adriana Moreira Amado

2º LUGAR

LUANA RONDON DE SOUZA RIBEIRO (UnB)

Título: Determinantes do investimento direto estrangeiro.

Orientador: Philipp Ehrl

3º LUGAR

MÁRCIA CATARINA DAVID (UnB)

Título: Participação de empresas no mercado acionário brasileiro: a influência de aspectos institucionais como direitos de propriedade e custos de transação.

Orientador: José Roberto Novaes de Almeida

1ª MENÇÃO HONROSA (UnB)

ANNA ELOYR SILVEIRA VILASBOAS

Título: O impacto do uso do cartão de crédito no consumo trimestral brasileiro

Orientador: Joaflíio Rodolpho Teixeira

2ª MENÇÃO HONROSA (UnB)

CLARA TEIXEIRA DE CARVALHO BEVILAQUA (UnB)

Título: Avaliação de impacto do programa Nacional de acesso ao ensino técnico e emprego sobre a empregabilidade dos participantes.

Orientador: Ana Carolina Pereira Sogghi

Comissão Julgadora

Elder Linton Alves de Araújo

Dulce Helena Elias Caputo

Fernando Antônio Ribeiro

José Luis Oreiro

Monografias

Apoio



COFECON
CONSELHO FEDERAL DE ECONOMIA
SISTEMA COFECON/CORECONs