

UNIVERSIDADE FEDERAL DE UBERLÂNDIA
INSTITUTO DE ECONOMIA E RELAÇÕES INTERNACIONAIS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

KELLY CARDOSO FARO

Matrícula: 11513ECO006

**ENSAIOS EM POLÍTICA FISCAL E MONETÁRIA
BRASILEIRA**

UBERLÂNDIA-MG

2019

KELLY CARDOSO FARO

Matrícula: 11513ECO006

**ENSAIOS EM POLÍTICA FISCAL E MONETÁRIA
BRASILEIRA**

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação do Instituto de Economia e Relações Internacionais da Universidade Federal de Uberlândia, como requisito parcial para a obtenção do título de Doutor em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Cleomar Gomes da Silva

UBERLÂNDIA-MG

2019

KELLY CARDOSO FARO

Matrícula: 11513ECO006

Ensaio em Política Fiscal e Monetária Brasileira

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação do Instituto de Economia e Relações Internacionais da Universidade Federal de Uberlândia, como requisito parcial para a obtenção do título de Doutor em Economia.

Banca Examinadora:

Prof. Dr. Cleomar Gomes da Silva (IERI-UFU/orientador)

Prof. Dr. Aderbal Oliveira Damasceno (IERI-UFU)

Prof^{fa}. Dr^a. Michele Polline Veríssimo (IERI-UFU)

Prof. Dr. Fábio Augusto Reis Gomes (FEARP-USP)

Prof. Dr. Pedro Raffy Vartanian (Mackenzie)

UBERLÂNDIA-MG

2019

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação (CIP)
Sistema de Bibliotecas da UFU, MG, Brasil.

F238e
2018 Faro, Kelly Cardoso, 1987-
 Ensaaios em política fiscal e monetária brasileira [recurso eletrônico]
 / Kelly Cardoso Faro. - 2018.

 Orientador: Cleomar Gomes da Silva.
 Tese (Doutorado) - Universidade Federal de Uberlândia, Programa
de Pós-Graduação em Economia.
 Modo de acesso: Internet.
 Disponível em: <http://dx.doi.org/10.14393/ufu.te.2019.901>
 Inclui bibliografia.

 1. Economia. 2. Deficit financeiro - Brasil. 3. Desenvolvimento
econômico. 4. Política monetária. I. Silva, Cleomar Gomes da, (Orient.)
II. Universidade Federal de Uberlândia. Programa de Pós-Graduação em
Economia. III. Título.

CDU: 330

Agradecimentos

Agradeço a Deus por tudo. Agradeço a Ele todas as vitórias e conquistas alcançadas durante a minha vida.

Agradeço à minha família, meus pais Vânia e Paulo Sérgio pelo amor e devoção irrestrito em todas as minhas etapas acadêmicas e de vida, por fazerem tudo por mim e para mim, muito mais do que mereço. Às minhas irmãs Karen e Keila pelo amor, orgulho e carinho e pela compreensão do tempo de convívio muitas vezes sacrificado para realização deste trabalho. Meus sobrinhos Karine e Paulo Henrique, crianças de luz que alegam minha vida, e para os quais eu espero sempre ser exemplo positivo. Vocês, minha família, são meu pilar e os amo incondicionalmente.

Dedico em especial à minha irmã Keila, hoje em memória, que não está no nosso convívio físico, mas que acompanhou parte relevante desta minha jornada de trabalho e de toda minha vida e esteve (creio que ainda está) ao meu lado me motivando e se orgulhando dos meus feitos. Este trabalho se tem algum mérito é todo seu, minha irmã. Saudades.

Agradeço ao meu namorado, Pablo Roberto, por todo carinho, compreensão, apoio, incentivo e entendimento das minhas ausências rotineiras, nervosismos, momentos de choro e de vontade de desistir e por ter me ajudado muito a manter sanidade e alegria para concluir esta etapa. Obrigada, amor.

Aos meus amigos e amigas de vida, que estão sempre me dando forças e torcendo por minhas realizações. Sheila Cristina, Nathália Bisinoto, Janaina Arcanjo, Jusceline Arcanjo, Fernanda Rafael, Jaqueline, Priscila, Idegleide, Izabel (Bel), Samilla, Larissa, Bruno Borba, Fábio de Deus, Guilherme Coutinho, obrigada pela amizade.

Agradecimento e muita gratidão ao Prof. Dr. Cleomar Gomes da Silva, meu orientador, por todos os ensinamentos transmitidos que me proporcionaram um grande aprendizado, pela assistência, apoio, “puxões de orelha” e tempo dedicado durante este trabalho. Pelo acompanhamento e paciência comigo e, principalmente, pelo direcionamento de pesquisa em todas as etapas desta tese. Muito obrigado, professor Cleomar.

Aos colegas do PPGE-UFU pelas conversas, atividades ao longo das disciplinas, aulas e momentos de descontração e muito trabalho também no laboratório. Dividir os anseios e as responsabilidades com vocês foi engrandecedor. Aprendi muito com vocês.

À Camila Bazani, Técnica Administrativa do PPGE-UFU, cuja presteza, educação e disposição foi fundamental em cada etapa desses quatro anos de Doutorado. Camila, você arrasa! Muito obrigada.

Aos colegas e amigos do curso de Ciências Econômicas da UFMT, campus Rondonópolis, que não mediram esforços para me apoiar e proporcionar condições de concluir esta pesquisa.

À CAPES pelo apoio financeiro.

Resumo

O objetivo desta tese de doutoramento é fazer um estudo empírico de três temas importantes em políticas fiscal e monetária relativos à economia brasileira no período recente (1999 a 2018), a saber: i) dinâmica orçamentária e fiscal via estudo dos déficits triplos; ii) uso da poupança externa como política de crescimento econômico; iii) cálculo de um Índice de Condições Monetárias amplo agregando resultado fiscal do governo. O que se busca analisar empiricamente são as lacunas sobre a interrelação dessas políticas e como elas reagem a situações adversas para a atividade econômica, como tem sido a questão fiscal no Brasil e se os déficits públicos geram impactos reais na condução da política monetária. A metodologia utilizada nos ensaios envolve a estimação de Modelos Autorregressivos de Defasagens Distribuídas (ARDL), adequada por incluir abordagem de cointegração e mensuração de parâmetros de curto e longo prazo. Em relação à ocorrência de déficits triplos na economia brasileira, o primeiro ensaio empírico busca verificar a relação entre resultado fiscal, resultado em conta corrente e a poupança interna. A metodologia utiliza dados trimestrais, para o período 2003:1 a 2016:4 com as três variáveis citadas, e acrescenta, como variáveis de controle, o PIB, a taxa de juros Selic e a taxa de câmbio. Os resultados empíricos encontrados sugerem que existe uma relação de longo prazo entre o resultado primário, resultado em conta corrente e poupança interna nacional. Em relação à dinâmica de curto prazo, a média do Mecanismo de Correção de Erros é de 60%. Significa que, embora haja uma relação de longo prazo, é possível que haja desvios de curto prazo e que a correção em direção ao longo prazo é rápida, numa média de 60% no primeiro trimestre. Em suma, há claros sinais de confirmação da Hipótese dos Déficit Triplos para a economia brasileira. Ainda na discussão de déficits correntes consecutivos na economia brasileira, procuramos examinar empiricamente se a poupança externa consegue suprir os déficits na poupança interna brasileira e elevar o PIB do país. Na literatura econômica, a visão clássica alega ser possível e viável o crescimento com poupança externa, enquanto que uma linha de pensamento crítico a esta ótica advoga que o influxo de recursos externos afeta os investimentos internos apenas no curto prazo, quando o faz, sendo irrelevantes para o crescimento no longo prazo. Com base nessas duas visões díspares, o estudo empírico com dados trimestrais, para o período 1999:4 a 2017:4, procurou indicar qual das duas visões mais se aproxima da realidade brasileira. Os resultados indicaram uma aproximação ao entendimento da visão crítica, haja vista as estimações apontarem que a poupança externa não se apresentou estatisticamente significativa no longo prazo na explicação do crescimento econômico brasileiro no período selecionado. Por fim, no terceiro ensaio empírico, ao analisarmos a reciprocidade entre a política monetária e fiscal, em consonância direta com a discussão teórica balizadora desta tese, mensuramos um Índice de Condições Monetárias (ICM) amplo para o Brasil, que apresenta a relação vigente entre o PIB, a taxa de juros, a taxa de câmbio e o resultado fiscal do governo. O estudo aplica o método ARDL para estimar os pesos/coeficientes das variáveis no ICM amplo para o Brasil no período 2002:Q4 a 2018:Q1. O índice mensurado amplia um indicador monetário agregando uma variável fiscal e sugere um peso maior do canal de transmissão da taxa de juros seguido pelo canal da taxa de câmbio e, por último, pelo canal do resultado fiscal, implicação esta que coloca em primazia o canal da taxa de juros na determinação do nível de produto no Brasil.

Palavras-chave: Déficit triplos; Poupança Externa; ICM; Crescimento Econômico; Modelos ARDL

Abstract

The objective of this doctoral thesis is to make an empirical study of three important topics in fiscal and monetary policy related to the Brazilian economy in the recent period (1999 to 2018), namely: i) budgetary and fiscal dynamics through the study of triple deficits; ii) use of foreign savings as a policy of economic growth; iii) broad monetary conditions index aggregating government fiscal result. What we seek to analyze empirically are the gaps in the interrelation of these policies and how they react to adverse situations for economic activity as the fiscal question in Brazil has been and if the public deficits generate real impacts in the conduct of the monetary policy. The methodology used in the trials involves the estimation of Autoregressive Distributed Diffusion Models (ARDL), adequate to include a cointegration approach and measurement of short and long term parameters. Regarding the occurrence of triple deficits in the Brazilian economy, the first empirical essay seeks to verify the relationship between fiscal result, current account result (twin deficits) and private savings. The methodology used quarterly data, for the period 2003: 1 to 2016: 4 with the 3 variables cited, and adds as control variables, the GDP, the Selic interest rate and the exchange rate. The empirical results found suggest that there is a long-term relationship between the primary outcome, current account result and national private savings. In relation to short-term dynamics, the mean of the Error Correction Mechanism is 60%. It means that although there is a long-term relationship, it is possible that there are short-term deviations, and that the long-term correction is fast, at an average of 60% in the first quarter. In short, there are clear signs of confirmation of the Triple Deficit Hypothesis for the Brazilian economy. Still in the discussion of consecutive current deficits in the Brazilian economy, we seek to empirically examine whether foreign savings can supply the deficits in Brazilian domestic savings and raise the country's GDP. In the economic literature, the classic view claims to be possible and viable growth with external savings, while a line of critical thinking in this view advocates that the inflow of external resources affects domestic investments only in the short run, when it does, being irrelevant growth in the long run. Based on these two disparate views, the empirical study with quarterly data, for the period 1999: 4 to 2017: 4, seeks to indicate which of the two views most closely approximates the Brazilian reality. The results indicated an approximation to the understanding of the critical view since the estimations indicate that the external saving did not appear statistically significant in the long term in the explanation of the Brazilian economic growth in the selected period. Finally, when analyzing the interrelationship between monetary and fiscal policy, in direct consonance with the theoretical discussion, this measure, we measure a broad Monetary Conditions Index (ICM) for Brazil that presents the current relationship between GDP, the interest rate, the exchange rate and the fiscal result of the government. The study applies the ARDL method to estimate the weights / coefficients of variables in the broad ICM for Brazil in the period 2002: Q4 to 2018: Q1. The result of the index that expands a monetary indicator with a fiscal variable suggests a greater weight of the transmission channel of the interest rate followed by the exchange rate channel and, finally, by the channel of the fiscal result, implication this, which puts in primacy the interest rate channel in determining the level of output in Brazil.

Key-words: Triple deficits; External Savings; ICM; Economic Growth; ARDL Models

Lista de Figuras

Figura 3.1 – Resultado Primário, Transações Correntes e Poupança Privada: Brasil (2003–2016) – acumulado em 12 meses (% PIB).	25
Figura 5.1 – Teste de Estabilidade dos coeficientes do ICM amplo.	64
Figura 5.2 – Taxa Selic efetiva (trimestral) e Taxa de crescimento do PIB (trimestral, acumulada ao longo do ano) – 2002/2018.	66
Figura 5.3 – ICM amplo – período base (2002.Q4).	67
Figura 5.4 – ICM amplo – período base (2018.Q1).	69
Figura A.1 – Teste De Estabilidade dos Coeficientes (CUSUM) e (CUSUMQ) referente aos modelos do Capítulo 3 – Déficits Triplos na Economia Brasileira: Uma Análise via Modelos ARDL.	79
Figura A.2 – Teste De Estabilidade dos Coeficientes (CUSUM) e (CUSUMQ) referente aos modelos do Capítulo 4 – Poupança Externa e Crescimento Econômico Brasileiro: Uma Análise de Duas Visões Dísparas.	80

Lista de Tabelas

Tabela 3.1 – Testes de Raiz Unitária (2003:Q1 a 2016:Q4) – Défcits Triplos.	27
Tabela 3.2 – Modelos ARDL: Defasagens e Teste de Correlação Serial – Défcits Triplos	28
Tabela 3.3 – Modelos ARDL: Teste de Cointegração – Défcits Triplos.	29
Tabela 3.4 – Modelos ARDL: Coeficientes de Longo Prazo – Défcits Triplos.	30
Tabela 3.5 – Correção dos erros – Dinâmica de Curto Prazo – Défcits Triplos.	31
Tabela 4.1 – Testes de Raiz Unitária (1999:Q4 a 2017:Q4) – Poupança Externa e PIB	46
Tabela 4.2 – Modelos ARDL: Defasagens e Teste de Correlação Serial – Poupança Externa e PIB.	47
Tabela 4.3 – Teste de Cointegração – Poupança Externa e PIB.	47
Tabela 4.4 – Coeficientes de Longo Prazo – Poupança Externa e PIB.	48
Tabela 4.5 – Correção dos erros – Poupança Externa e PIB.	49
Tabela 4.6 – Coeficientes de Curto Prazo – Poupança Externa e PIB.	50
Tabela 5.1 – Testes de Raiz Unitária (2002:Q4 a 2018:Q1) – ICM.	62
Tabela 5.2 – Modelo ARDL – ICM.	62
Tabela 5.3 – Estimativas de Curto e Longo Prazo: ARDL (3, 4, 0, 0) – ICM.	64

Sumário

1	INTRODUÇÃO.	1
2	POLÍTICAS FISCAL E MONETÁRIA: UM REFERENCIAL TEÓRICO.	3
2.1	Inconsistência e dominância fiscal	3
2.2	Teoria fiscal do nível de preços	6
2.3	Política monetária e o controle dos preços	7
2.3.1	Viés inflacionário e inconsistência dinâmica	8
2.3.2	Credibilidade, reputação e delegação em política monetária	9
2.4	Considerações finais	10
3	DÉFICITS TRIPLOS NA ECONOMIA BRASILEIRA: UMA ANÁLISE VIA MODELOS ARDL.	12
3.1	Introdução	13
3.2	Revisão de literatura	14
3.2.1	A origem dos déficits triplos: os déficits gêmeos	14
3.2.2	A hipótese dos déficits triplos	18
3.3	A solução brasileira: poupança externa	20
3.4	Análise econométrica	22
3.4.1	Metodologia	22
3.4.2	Dados	24
3.4.3	Modelo	26
3.5	Resultados da análise empírica	27
3.5.1	Testes de raiz unitária	27
3.5.2	Estimações de modelos ARDL	28
3.5.3	Testes de diagnóstico e de estabilidade	32
3.6	Conclusões	32
4	POUPANÇA EXTERNA E CRESCIMENTO ECONÔMICO BRASILEIRO: UMA ANÁLISE DE DUAS VISÕES.	34
4.1	Introdução	35
4.2	Revisão de literatura	36
4.2.1	Poupança externa como saída: visão clássica	36
4.2.2	Poupança externa não promove crescimento: visão crítica	39
4.3	Análise econométrica	41
4.3.1	Metodologia	41

4.3.2	Dados	42
4.3.3	Modelo	44
4.4	Resultados da análise empírica	45
4.4.1	Testes de raiz unitária	45
4.4.2	Estimações dos modelos ARDL	46
4.4.3	Testes de estabilidade dos coeficientes da regressão	51
4.5	Conclusão	51
5	UM ÍNDICE DE CONDIÇÕES MONETÁRIAS AMPLO PARA O BRASIL.	53
5.1	Introdução	54
5.2	Revisão de literatura	55
5.3	Modelo empírico e estimativa dos coeficientes	58
5.3.1	Dados	61
5.4	Resultados empíricos	62
5.5	Índice de Condições Monetárias amplo para o Brasil	65
5.6	Conclusões	69
6	CONSIDERAÇÕES FINAIS.	71
	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.	73
	APÊNDICE A – TESTE DE ESTABILIDADE DOS COEFICI- ENTES (CUSUM) E (CUSUMQ).	79

Capítulo 1

Introdução

A política macroeconômica brasileira segue uma lógica consolidada a partir de 1999, que definiu um norteamento pautado em um eixo triplo com adoção de taxa de câmbio flutuante, controle dos preços via metas de inflação, ajustadas pela taxa de juros básica da economia e geração de superávit primário na área fiscal. O argumento é que a política econômica destina a responsabilidade pela estabilização e desempenho econômico à política monetária enquanto que a política fiscal passou a desempenhar a tarefa de fiadora da estabilidade macroeconômica.

O lado fiscal da economia e o expressivo montante de gasto público são então foco de análise em decorrência do impacto que seus desequilíbrios geram no bem-estar da população. Estudos intensivos foram realizados sobre os problemas do déficit de conta corrente e déficits orçamentários, que surgiram nos países desenvolvidos na década de 1980, mas começaram a ganhar força na economia mundial e se espalharam gradualmente para os países emergentes, como no caso do Brasil.

O desempenho das transações correntes impacta as contas públicas e a poupança dos agentes privados. Nesse caso, se antes estávamos falando de dois problemas correlacionados, déficit fiscal e em conta corrente, agora acrescentamos mais uma dificuldade, que é a questão da poupança nacional, cujas consequências rebatem na fragilização do crescimento econômico de longo prazo do país.

Esse debate se torna mais intenso quando se soma a ele o entendimento de que a manutenção do déficit corrente seria uma estratégia deliberada dos tomadores de decisão, com o intuito de utilizar o influxo de recursos externos, chamado de poupança externa, como estratégia de elevação dos níveis de investimento doméstico, ao suprir os déficits na poupança interna e, por sua vez, estimular o crescimento econômico.

Ademais, instigar o crescimento econômico também é tarefa da política monetária cuja orientação e seu processo de transmissão para o produto são objetos de investigação perene na ciência econômica. As autoridades monetárias enfrentam dificuldades advindas das responsabilidades de assegurar preços e estabilidade financeira a fim de gerar boas condições para instigar o produto. No Brasil, questões como a manutenção do nível de reservas externas, taxa de câmbio estável bem como resultado fiscal superavitário são fundamentais para o bom desempenho da economia, e a conciliação eficaz desses resultados são fatores que dificultam sobremaneira o processo de decisão da autoridade monetária.

A partir do exposto, o objetivo desta tese é colaborar empiricamente com a discussão dessas políticas macroeconômicas no tocante a três pontos importantes, a saber: as

dinâmicas orçamentária e fiscal via estudo dos déficits triplos; o uso da poupança externa como política de crescimento econômico; e a coordenação das políticas monetária e fiscal no Brasil com a mensuração de um Índice de Condições Monetárias amplo.

A relevância da pesquisa está associada à busca de um melhor entendimento da condução das políticas fiscal e monetária no Brasil, principalmente no que concerne à dinâmica desafiadora conjuntural recente de déficits primários e de conta corrente consecutivos. Além disso, a presente tese coloca como primazia o entendimento de que é preciso acentuar esforços de pesquisa na interlocução das políticas monetárias e fiscais a fim de que seus objetivos sejam coordenados em prol do estímulo à atividade econômica nacional. Nesse sentido, o esforço de pesquisa apresentado nesta tese justifica-se pela necessidade de se analisarem, empírica e teoricamente, os impactos da condução das políticas monetária e fiscal no Brasil no período recente (1999-2018).

O atual estágio da literatura ainda apresenta lacunas sobre a interrelação dessas políticas e sobre como elas reagem a situações adversas para a atividade econômica, apesar da questão fiscal no Brasil, pautada por crescentes déficits primários, períodos de déficits em transações correntes e problemas com acumulação de poupança interna. Sem dúvida, a consequência desses problemas implica na fragilização do crescimento econômico de longo prazo do país. Isso valida a importância dos estudos feitos nesta tese na medida em que seus ensaios buscam exatamente colaborar com essa discussão.

Para atingir esse objetivo, a tese foi organizada na sistemática de ensaios empíricos, os quais apresentarão comprovação ou não de suas hipóteses em evidências resultantes de metodologia econométrica baseadas no Modelo Autorregressivo de Defasagens Distribuídas (ARDL) Desse modo, além desta introdução, esta tese conta com mais cinco partes: um capítulo com breve revisão do arcabouço teórico balizador da interrelação entre as políticas fiscal e monetária, seguido dos três ensaios empíricos, nos quais testamos as hipóteses fundamentais. No capítulo 3, buscamos examinar a ocorrência dos déficits triplos na economia brasileira. A partir desse resultado, verificamos, no capítulo 4, se o déficit na poupança privada repercute na necessidade de uso da poupança externa como substituto para fomentar crescimento econômico, apresentando duas vertentes díspares sobre consequências do uso de tal política de crescimento. No último ensaio empírico, confirmamos se a autoridade monetária adota uma postura rígida de conduta quando há alteração da trajetória dos preços, da taxa de câmbio e do resultado fiscal do governo, utilizando um Índice de Condições Monetárias (ICM) amplo como medida de análise da política monetária em um ambiente desafiador de política fiscal. Por fim, apresentamos um apanhado geral dos resultados nas considerações finais.

Capítulo 2

Políticas fiscal e monetária: Um referencial teórico

A dinâmica das políticas fiscal e monetária é fundamental para a compreensão dos possíveis problemas de desempenho das variáveis macroeconômicas. Dessa forma, o estudo de políticas econômicas, sejam estas fiscais e/ou monetárias, é fundamental para entender os desequilíbrios macroeconômicos que o Brasil apresenta. As políticas de controle no nível de preços e de estímulos ao crescimento, por vezes, impactam nos resultados fiscais gerando dívida. As autoridades tomadoras de decisões monetária e fiscal possuem objetivos e instrumentos de política distintos que podem ocasionar inconsistências, as quais são uma fonte das possíveis explicações desses desequilíbrios. A própria taxa de juros, manipulada como instrumento de controle inflacionário, por exemplo, se for mantida elevada constantemente impacta sobre a trajetória crescente da dívida pública.

A respeito da interação entre as políticas monetária e fiscal, a teoria econômica apresenta contribuições extremamente ricas que baseiam as discussões dos ensaios empíricos desta tese. Dessa forma, o presente capítulo foi organizado em quatro seções, além desta breve introdução, sendo a primeira relativa aos trabalhos de [Sargent & Wallace\(1981\)](#), [Sargent\(1982\)](#), [Leeper\(1991\)](#) que advogam sobre a questão da coordenação entre essas políticas a fim de minimizar desequilíbrios e se adotarem políticas econômicas ótimas, sendo complementada com a pesquisa de [Blanchard\(2004\)](#) que acrescenta ao debate com um modelo a respeito da dominância fiscal no Brasil. Na seção seguinte, [Sims\(1994\)](#) e [Woodford\(1994,1995,2001,2003\)](#) que postula o papel da política fiscal na determinação dos preços. A terceira seção trata da política monetária pormenorizada, com [Taylor\(1993\)](#) apresentando sua regra de determinação de taxa de juros, [Kydland & Prescott\(1977\)](#) e [Barro & Gordon\(1983\)](#) com a necessidade de regras para se evitar o viés inflacionário e a inconsistência dinâmica das políticas, em sequência, [Rogoff\(1985\)](#) e [Barro\(1986\)](#) com seus estudos abordando credibilidade, reputação e delegação em política monetária; por fim têm-se os comentários conclusivos.

2.1 Inconsistência e dominância fiscal

A coordenação entre políticas monetária e fiscal se origina da discussão entre regimes ricardianos e não ricardianos. A neutralidade do déficit público baseia a equivalência Ricardiana que entende que um arrefecimento tributário no presente impacta em elevação

dos impostos no futuro, portanto um aumento da dívida pública é irrelevante. O aumento de carga tributária do futuro deriva-se da poupança dos agentes econômicos no presente. Dessa forma, Barro(1974) advoga que os agentes deliberam segundo o que esperam que aconteça no futuro, *forward-looking*, em que as famílias decidem sobre gastos com consumo e poupança de acordo com as alterações na renda, o que equivale a dizer que Barro (1974) assume a neutralidade do déficit público.

Por sua vez, o regime Ricardiano embasa, como condição fundamental ao controle dos preços, uma política monetária independente. Logo, o Banco Central, enquanto autoridade monetária, deve incumbir a autoridade fiscal de adotar política fiscal com pouca discricionariedade e intervencionismo. Nesse regime, sobressaem os trabalhos de Sargent & Wallace(1981);Kydland & Prescott(1977) eSargent(1982).

Sargent & Wallace(1981) se destacam pela busca em estabelecer políticas fiscais e monetárias ótimas, haja visto que observaram que a interação entre ambas pode se dar de várias formas, mas que a ausência de coordenação é a maior fonte de problemas entre elas. Para os autores, a coordenação entre essas políticas é primordial a fim de minimizar desequilíbrios macroeconômicos.

A necessidade de coordenação, portanto, mostra-se quando a interação entre as diferentes políticas apresenta falhas na forma de desequilíbrios macroeconômicos.Sargent & Wallace(1981)citam que o entendimento de coordenação é particular a cada economia, porém eles colocam que dois arranjos em termos de coordenação são muito comuns. O primeiro é pautado na interação constante entre as autoridades fiscais e monetárias de modo que já se tenham diretrizes bem definidas para as respectivas políticas. No segundo arranjo, as ações de cada política são tomadas separadamente, mas nelas estão contidas os impactos sobre as variáveis de controle da outra política, além do impacto direto esperado sobre as próprias variáveis. Assim, nessa forma de coordenação, os objetivos são próximos ou comuns.

Quando se analisam as políticas de um determinado país e não se consegue minimamente determinar nenhuma forma dessa coordenação, é notória a inconsistência das políticas fiscal e monetária advindas ou da ausência de propósitos comuns ou da dominância de uma política sobre a outra. Nesse sentido,Sargent & Wallace(1981) discorrem sobre a existência da possibilidade de dominância fiscal na economia em que o governo estipula o orçamento independente da política monetária e com resultados (déficits e/ou superávits) futuros anunciados exogenamente, portanto já determina a quantidade de receita que deve ser paga por meio de vendas de títulos e senhoriagem (que é a receita advinda da venda de títulos).

Nessa situação, a autoridade monetária enfrenta as restrições impostas pela demanda por títulos do Governo, pois deve tentar financiar com senhoriagem a discrepância entre as receitas exigidas pela autoridade fiscal e a quantidade de títulos que podem ser vendidos ao público.

Em outras palavras, pode-se dizer que, em caso de deterioração da trajetória futura da dívida pública, os superávits primários que forem gerados não conseguem fazer frente à dívida, recaindo responsabilidade sobre a receita da senhoriagem. Com isso, a contração monetária utilizada para controlar os preços da economia ocasiona um aumento na razão dívida/PIB porque a receita de senhoriagem é substituída por dívida nova. Tal situação macroeconômica não é sustentável ao longo do tempo, e um recrudescimento da expansão monetária será imprescindível para os encargos da dívida, acarretando em elevação dos preços. [Sargent & Wallace\(1981\)](#) argumentam que a possível necessidade de uso do imposto inflacionário para lidar com os recorrentes déficits fiscais levaria à incapacidade da política monetária em conter a inflação.

Sobre essa temática, [Leeper\(1991\)](#) determina um status de ativo e passivo para as políticas monetária e fiscal de modo a avaliar a forma como a autoridade monetária adequa a taxa de juros, dada as variações dos preços e como o governo ajusta as condições fiscais para rebater as mudanças na dívida pública. [Leeper\(1991\)](#), em casos de dominância fiscal, a política monetária é considerada passiva, e, no caso de dominância monetária, a política fiscal é passiva e a monetária ativa.

[Blanchard\(2004\)](#) estuda a dominância fiscal para o Brasil a partir do regime de metas de inflação. O axioma fundamental em macroeconomia é de a autoridade monetária, ao elevar a taxa de juros, tornar a dívida interna mais atrativa e ocasionar uma apreciação da taxa de câmbio, que, se acompanhar possibilidade maior de default, pode resultar em dívida interna menos atrativa e depreciação cambial. Tal condição é mais plausível em economias com elevada dívida inicial, alto preço de risco e maior proporção da dívida lastreada em outra moeda.

Dessa maneira, uma economia pautada no regime de metas é mais provável de ter esses efeitos, dado que a elevação da taxa de juros para conter/estabilizar os preços ocasiona depreciação da taxa de câmbio, que, por sua vez, pressiona a inflação. [Blanchard \(2004\)](#) defende que esse cenário representa a realidade brasileira pós anos 2000 e que o ideal, nessas condições, é que a política fiscal seja mais adequada ao controle inflacionário em vez da política monetária.

A partir disso, [Blanchard\(2004\)](#) pautou seu modelo na interação na probabilidade de default da economia brasileira, com alto grau de endividamento e risco, com a taxa de juros e de câmbio. Ademais, ele assimila o entendimento de que o arrefecimento da inflação pela elevação da taxa de juros se dá ou pela redução da demanda agregada ou pela apreciação da taxa de câmbio que indiretamente reduz o produto e diretamente a inflação.

[Blanchard\(2004\)](#) se atentou em entender quando uma elevação da taxa de juros pode gerar uma depreciação da taxa de câmbio e não apreciação. Os resultados para o Brasil sugerem que, à medida que as condições fiscais são inadequadas, com elevada dívida pública, grande parte desta, indexada ao dólar e com alta aversão ao risco por parte dos

investidores internacionais, a elevação da taxa de juros tende a gerar depreciação e não apreciação. Isso aconteceu no Brasil até 2002 segundo o autor e em outras economias emergentes em condições similares. A mudança de conjuntura para superávits primários recorrentes e aumento das reservas internacionais podem reverter essa tendência e gerar apreciação cambial.

2.2 Teoria fiscal do nível de preços

Ainda na temática da dominância fiscal, a Teoria Fiscal do Nível de Preços se apresenta como extensão, pois explora um meio alternativo em que o controle inflacionário não é atendido pela política monetária mesmo em um contexto em que a senhoriagem gerada não é atendida pelo regime de dominância fiscal. Essa teoria advoga que apenas a política monetária seria insuficiente para controlar o nível de preços, sendo necessária a participação da política fiscal para que tal feito fosse atingido de forma exitosa. Dessa forma, defende-se a coordenação entre as políticas monetária e fiscal para o controle inflacionário.

Pesquisas como as [Woodford\(1995\)](#), de [Sims\(1994\)](#) e [Cochrane\(1998\)](#) preconizam que a Teoria Fiscal do Nível de Preços explora o papel da política fiscal na determinação do nível de preços. Essa teoria estabelece que os preços de equilíbrio devem satisfazer a restrição intertemporal do setor público, acertando o valor real da dívida com o valor presente dos superávits primários futuros que serão gerados. Na dominância fiscal um aumento dos preços consome o valor real da dívida pública, o que atende a restrição orçamentária, mas gera pressão inflacionária.

Na macroeconomia convencional, o regime fiscal ricardiano, com dominância do regime monetário, os superávits primários devem garantir a solvência fiscal independente da trajetória dos preços. Todavia, no regime não ricardiano, de dominância fiscal, não há controle da trajetória dos superávits primários a fim de manter a dívida pública equilibrada. Nesse caso, os preços são ajustados para corresponderem à restrição orçamentária.

De acordo com a Teoria Fiscal do Nível de Preços, para a finalidade de controle da inflação, a política monetária é insuficiente sozinha. Por isso, o auxílio da autoridade fiscal, responsável pelo superávit primário, faz-se necessário em conciliação com as atribuições concomitantes da autoridade monetária, que regula o estoque nominal de preços, e com os agentes econômicos, que determinam os encaixes reais e, em consequência, o nível de preços.

Segundo [Woodford\(1995\)](#), a completude de ações governamentais para o eficaz controle inflacionário se dá por meio de regras de política monetária baseadas na credibilidade dos agentes e com o estabelecimento de regra apropriada de política fiscal. A adoção de padrões não ricardianos leva ao comprometimento do regime monetário vigente, sendo viável assumir regime monetário-fiscal apropriado, o qual o autor sugere uma combinação

de uma regra de Taylor com uma meta para o déficit nominal.

2.3 Política monetária e o controle dos preços

Ao se falar de controle dos preços, remete-se à política monetária, que tem a responsabilidade de manipular a taxa de juros com essa finalidade. Por isso, explicitar a Regra de Taylor (1993) se faz necessário haja vista ser uma regra explícita para a taxa de juros que descreve seu valor concreto de curto prazo e serve como meta operacional para os Bancos Centrais.

Um importante pilar para a abordagem de Taylor (1993) é a noção de taxa de juros real neutra e de curto prazo. A regra de bolso é manter a taxa de juros real constante como política neutra de aumentá-la quando o hiato do produto for maior que zero e a inflação estiver acima da meta.

A regra de Taylor possui dois elementos: a taxa de juros nominal, que sobe mais do que um para um com a inflação, de modo que a taxa real aumenta quando a inflação sobe, e a taxa de juros real, que se eleva quando o produto está acima do normal e se reduz quando ele está abaixo. Ademais, esta última é linear à inflação e na fração de desvio do produto de sua taxa natural, portanto assume a forma original:

$$i_t = \alpha + \phi_\pi \pi_t + \phi_y (\ln y_t + \ln y_t^n), \quad \phi_\pi > 0 \text{ e } \phi_y > 0 \quad (2.1)$$

Em que i_t se refere a taxa de juros no período corrente definida pelos Bancos Centrais; ϕ_π é peso em relação ao desvio da inflação; ϕ_y é o peso em relação ao produto e $(\ln y_t - \ln y_t^n)$ é o hiato do produto.

Se r_t^n denotar a taxa de juros real que prevalece quando $y_t = y_t^n$ e ela for constante ao longo do tempo, a equação (2.1) se torna equivalente a:

$$i_t = a + \phi_\pi (\pi_t - \pi^*) + \phi_y (\ln y_t - \ln y_t^n), \quad \pi^* = \frac{\pi^n - a}{\phi_\pi} \quad (2.2)$$

A apresentação (2.2) explicita que, segundo essa regra, os Bancos Centrais devem elevar a taxa de juros acima de seu nível de equilíbrio de longo prazo em resposta à inflação superar sua meta e a produção exceder sua taxa natural.

Cabe ressaltar que uma simples regra para inflação não resolve o problema de política monetária de um país. Faz-se necessário um conjunto de regras de política monetária, que é o caso da Regra de Taylor. Essa regra, de acordo com Taylor (1993), assume ponderações nos desvios do produto de sua taxa natural e da inflação de sua meta. Assim, quando se atribuem os mesmos pesos para ambos os desvios, ocorre o chamado duplo mandato da regra.

Ainda sobre Taylor (1993) tem-se o Princípio de Taylor, conforme a qual uma política monetária é caracterizada por uma meta da taxa de juros que se move mais do

que um para um em relação à inflação e a economia só se mantém em equilíbrio desejável se a taxa de inflação permanecer próximo à meta. A não observância do Princípio de Taylor gera maior inflação bem como o desvio de variáveis-chave de seus respectivos objetivos.

Além disso, ao se abordar a temática de regra de política monetária, faz-se mister abordar a respeito do Índice de Condições Monetárias (ICM), que é um indicador de média ponderada das alterações em variáveis monetárias e/ou financeiras que podem refletir os efeitos de suas alterações no crescimento da economia ou na taxa de inflação.

Logo, o ICM é tido como um indicador sintético do impacto das condições monetárias sobre o produto, porém a evolução do ICM sempre remete a uma análise da origem dos movimentos dos indicadores que lhes são subjacentes. O ensaio quatro trata do ICM de forma detalhada, com um estudo empírico para o caso brasileiro no período recente, de 2002 a 2018.

2.3.1 Viés inflacionário e inconsistência dinâmica

Estudos a respeito da melhor condução da política monetária têm se acentuado devido à recorrência de episódios de crescimento econômico e inflação demasiadamente baixos quando o que se espera por parte dos agentes econômicos é o contrário, pois, assim, otimizariam seus ganhos sociais e de bem-estar econômico. Logo, há um grande interesse nas possíveis fontes de viés inflacionário da política monetária. Os trabalhos de [Kydland & Prescott\(1977\)](#) e [Barro & Gordon\(1983\)](#), por exemplo, destacam-se ao discutirem a importância do comprometimento da autoridade monetária com uma regra determinada capaz de eliminar o viés inflacionário das políticas adotadas.

Para os principais países industrializados, em que a receita do governo na criação de moeda não transparece importância crucial, a fonte subjacente de qualquer viés inflacionário é quase certamente a existência de um *trade off* produto inflação. Qualquer teoria de como o *trade off* produto inflação pode levar à inflação deve enfrentar o fato de que não há trocas significativas em longo prazo. Como a inflação média tem pouco efeito sobre a produção média, pode parecer que a existência de um *trade off* de curto prazo seja, em grande parte, irrelevante para a determinação da taxa de inflação média.

Considerando duas políticas monetárias que se diferem apenas porque o crescimento da moeda é menor, por um valor constante em cada situação sob uma determinada política – e os agentes econômicos estão cientes dessa diferença –, não há razão para que o comportamento do produto varie de forma distinta entre políticas de baixa ou alta inflação.

[Kydland & Prescott\(1977\)](#) mostram que a incapacidade de as autoridades se comprometerem com a política de baixa inflação pode dar origem à inflação excessiva. A inflação esperada é baixa, de modo que o custo marginal da inflação adicional é baixo, e as autoridades vão prosseguir com políticas expansionistas para impulsionar o produtor

temporariamente acima do seu nível normal. No entanto, o conhecimento dos agentes de que as autoridades têm esse incentivo significa que eles não vão, de fato, esperar uma inflação baixa. O efeito final é a capacidade das autoridades para perseguir resultados discricionários da inflação sem qualquer elevação do produto.

Dessa forma, [Kydland & Prescott\(1977\)](#) sugerem que o problema da inconsistência dinâmica se encontra nos incentivos a trapacear que o agente encontra no futuro, mesmo que a priori ele tenha prometido seguir determinada política. Se a política monetária formulada é anunciada de forma crível nos períodos subsequentes, ela não será mais ótima, pois há incentivos em trapacear. Logo, a análise do problema de inconsistência dinâmica revela que política monetária discricionária pode dar origem à ineficiente inflação alta ([BARRO; GORDON,1983](#)).

2.3.2 Credibilidade, reputação e delegação em política monetária

A partir da questão da ineficiência da política monetária em decorrência da inconsistência dinâmica e do viés inflacionário, a literatura aponta pesquisas que discutem o que pode ser feito para se evitar ou atenuar tais problemas. Nesse quesito, destacam-se os trabalhos de [Barro\(1986\)](#) e [Rogoff\(1985\)](#) com suas abordagens a respeito da importância da reputação e delegação da autoridade monetária para adquirir credibilidade com os agentes econômicos. Ademais, a abordagem desses autores defende a adoção de política monetária determinada por regras em vez de discricionariedade.

A abordagem da reputação de [Barro\(1986\)](#) advoga que a autoridade monetária, no caso os Bancos Centrais, deve focar em construir uma reputação a fim de conseguir o retorno esperado nas suas decisões de política. Os agentes econômicos, em sua maioria, não têm certeza sobre as características das decisões tomadas pelas autoridades e o que apreendem sobre essas características é pela observação da flutuação no nível de preços da economia.

O público pode não conhecer as preferências dos *policymakers* entre produto e inflação e também não acompanhar as informações sobre deliberações futuras de política monetária, e, por isso, as informações são apreendidas quando as decisões são tomadas e tornadas públicas. Desse modo, se já houver um histórico de reputação de baixa inflação, de maneira que os agentes econômicos têm confiança na autoridade monetária, o ambiente e os incentivos para prosseguir com a adoção das políticas são muito mais favoráveis e positivos, com indicativo de eficácia ([BARRO,1986](#)).

A reputação pode ser vista como um elemento catalisador na propagação da política monetária para a economia pelo canal das expectativas, pois se constitui em uma peça-chave da cultura corporativa que determina como o público reage à autoridade monetária. No que a autoridade monetária define e fortalece a reputação de ser uma instituição preocupada com questões relacionadas ao lado real e ao lado nominal da economia, o

conhecimento dos agentes privados sobre a forma de atuação da autoridade monetária irá incorporar esse aspecto.

A preocupação com a reputação faz com que as autoridades adotem políticas menos expansionistas, como se ações como rigidez no controle da inflação e ser crível fossem o caminho adequado para a construção dessa reputação. Para Rogoff (1985), a reputação está ligada à confiança dos agentes nas preferências e ações dos tomadores de decisão, e isso só é possível com a delegação. A delegação pode ser vista como uma sinalização em que se pode neutralizar o problema da inconsistência temporal, delegando-se a política monetária para quem possui total poder discricionário e que tem como prioridade a estabilidade de preços.

Cabe destacar que o modelo de Rogoff (1985) supõe que, uma vez tomada a decisão de delegar, deve-se abdicar das preferências do eleitor médio e não deve ser desfeita. O entendimento é que haverá maior eficácia da política monetária se a meta perseguida for considerada crível pelo público e se a reputação da autoridade monetária for amplamente entendida como compromissada com a estabilidade dos preços para que as expectativas e a confiança dos agentes sejam positivas e possibilitem credibilidade à autoridade tomadora de decisão.

2.4 Considerações finais

O presente capítulo objetivou fazer um breve apanhado das teorias e vertentes que baseiam os estudos empíricos desta tese. A interação e a importância das políticas fiscal e monetária são uma grande temática, objeto deste estudo. Todavia, tamanha relevância dessa temática a faz ser muito rica em pesquisas ao longo da fundamentação teórica dos macroeconomistas. Logo, este capítulo faz uma apresentação concisa dos preceitos que nortearam os axiomas desta tese.

A respeito da interação entre as políticas monetária e fiscal, fez-se imprescindível apresentar os trabalhos de Sargent & Wallace (1981), Sargent (1982) e Leeper (1991), que advogam sobre a questão da necessidade da coordenação entre essas políticas a fim de se minimizarem desequilíbrios e se adotarem políticas econômicas ótimas.

A necessidade de interlocução entre as decisões no âmbito fiscal e monetário assmila a análise de que o histórico inflacionário e o grau de endividamento do setor público brasileiro são questões de ordem e revelam a intolerância à dívida e, por conseguinte, aos seus efeitos indiretos sobre o comportamento da taxa de juros, por isso a remetêcia à discussão teórica de dominância fiscal.

Nessa medida, este arcabouço se complementa com a pesquisa de Blanchard (2004) que acrescenta ao debate com um modelo a respeito da dominância fiscal no Brasil, e com Sims (1994) e Woodford (1994, 1995, 2001) a respeito da Teoria Fiscal do Nível de Preços (TFNP), que postula o papel da política fiscal na determinação dos preços, também inter-

relacionando diretamente os objetivos das políticas monetária (estabilidade monetária) e fiscal (solidez financeira, superávits primários, controle do estoque da dívida).

Por fim, fora feita uma análise pormenorizada da política monetária com suas bases teóricas fundamentais a partir de [Taylor\(1993\)](#) e a mais expressiva regra de determinação de taxa de juros, [Kydland & Prescott\(1977\)](#), [Barro & Gordon\(1983\)](#), com a necessidade de regras para se evitar o viés inflacionário e a inconsistência dinâmica das políticas e, por fim, [Rogoff\(1985\)](#) e [Barro\(1986\)](#) com seus estudos abordando sobre credibilidade, reputação e delegação em política monetária.

Capítulo 3

Déficits Triplos na Economia Brasileira: Uma Análise via Modelos ARDL

Resumo

O objetivo do presente estudo é verificar a ocorrência de déficits triplos na economia brasileira, isto é, se há uma relação entre resultado fiscal e resultado em conta corrente (déficits gêmeos), além da poupança privada, além de apresentar a discussão vigente na literatura econômica sobre a política de utilização da poupança externa como estratégia de crescimento econômico. A metodologia utilizada na pesquisa envolve a estimação de Modelos Autorregressivos de Defasagens Distribuídas (ARDL), com dados trimestrais, para o período 2003:1 a 2016:4. Além das 3 variáveis citadas, parte da análise, como variáveis de controle, o PIB, a taxa de juros Selic e a taxa de câmbio. Os resultados empíricos sugerem que existe uma relação de longo prazo entre o resultado primário, resultado em conta corrente e poupança privada nacional. Em relação à dinâmica de curto prazo, média do Mecanismo de Correção de Erros é de 60%. Significa que, embora haja uma relação de longo prazo, é possível que haja desvios de curto prazo, e que a correção em direção ao longo prazo é rápida, numa média de 60% no primeiro trimestre. Em suma, há claros sinais de confirmação da Hipótese dos Déficits Triplos para a economia brasileira.

Palavras-Chave: Déficits Triplos; Poupança Privada; Resultado Primário; Transações Correntes; ARDL

Classificação JEL: E21; E22; E62; F30; F41

Abstract

The objective of the present study is to verify the occurrence of triple deficits in the Brazilian economy, that is, if there is a relation between fiscal result and current account result (twin deficits), besides the private saving, besides presenting the current discussion in the economic literature on the policy of using foreign savings as a strategy for economic growth. The methodology used in the research involves the estimation of Distributed Latch Autoregressive Models (ARDL), with quarterly data, for the period 2003: 1 to 2016: 4. In addition to the 3 variables mentioned, part of the analysis, such as control variables, GDP, the Selic interest rate and the exchange rate. The empirical results suggest that there is a long-term relationship between the primary outcome, current account result and national private savings. In relation to short-term dynamics, the mean of the Error Correction Mechanism is 60%. It means that although there is a long-term relationship, it is possible that there are short-term deviations, and that the long-term correction is fast, at an average of 60% in the first quarter. In short, there are clear signs of confirmation of the Triple Deficit Hypothesis for the Brazilian economy.

Keywords: Triple Deficits; Private Savings; Primary Outcome; Current Transactions; ARDL

JEL Classification: E21; E22; E62; F30; F41

3.1 Introdução

A discussão fiscal e o elevado montante de gasto público em número considerável de economias ao redor do mundo têm permeado debates e pesquisas acadêmicas, dado o impacto que tal discussão tem na economia de qualquer país e no bem-estar da população em questão. Essa discussão se torna mais intensa quando se soma aos debates sobre níveis de déficits orçamentários o debate acerca do saldo em transações correntes de determinada nação. Estudos intensivos foram realizados sobre os problemas de déficit de conta corrente e déficits orçamentários, que surgiram nos países desenvolvidos na década de 1980, mas começaram a ganhar força na economia mundial e se espalharam gradualmente para os países emergentes.

A abordagem tradicional keynesiana afirma que existe uma relação positiva entre déficit orçamentário e déficit em conta corrente de um determinado país e que a direção dessa relação é do orçamentário para a conta corrente. De acordo com essa abordagem, em uma economia com taxa de câmbio flexível, haverá uma diminuição na poupança agregada do país no caso dos impostos arrecadados serem menores do que as despesas públicas. Tal situação fará com que a taxa de juros se eleve, e isto levará a uma entrada de grandes quantidades de capital estrangeiro, elevando, por sua vez, o valor da moeda nacional. Por essa razão, as exportações tornar-se-ão mais caras, e as importações mais baratas. Como resultado, as exportações líquidas reduzir-se-ão, e o país enfrentará um déficit de conta corrente. Essa visão tradicional é explicada como a Hipótese do Déficit Gêmeo.

O fenômeno dos déficits gêmeos ocorre, então, quando o desempenho das transações correntes impacta as contas públicas. Todavia, tem se verificado que esses déficits estão repercutindo na poupança privada, gerando o que a literatura econômica contemporânea tem tratado como Hipótese dos Déficit Triplos. Nesse caso, se antes estávamos falando de dois problemas correlacionados, déficit fiscal e em conta corrente, agora acrescentamos mais uma dificuldade, que é a questão da poupança privada.

Certamente, essa discussão não é menos importante para o caso brasileiro, dado que, recentemente, o país tem se caracterizado por crescentes déficits primários, períodos de déficits em transações correntes e problemas com acumulação de poupança privada. Sem dúvida, a consequência desses problemas implica na fragilização do crescimento econômico de longo prazo do país. Dado esse cenário, o objetivo deste trabalho é verificar a ocorrência de déficits triplos na economia brasileira. A atualidade da temática e possibilidade de inserção empírica relevante na discussão embasam a importância deste estudo. De fato, estudos existentes têm se concentrado, principalmente, na discussão dos déficits gêmeos, ignorando os efeitos do saldo poupança-investimento privados na formação da balança corrente e saldo orçamentário. Este estudo visa preencher essa lacuna. Ademais, aprofundar estudos nesta temática para o caso brasileiro é extremamente

importante, haja visto que não há consenso na literatura econômica de que a escolha de estratégia de crescimento pautada na manutenção de déficits na conta corrente, para a manter a captação de recursos externos, seja a mais adequada.

A fim de verificar empiricamente a existência de cointegração entre o triplo déficit, isto é, se há causalidade mútua entre o déficit público e de conta corrente (déficits gêmeos) com a poupança privada nacional, utilizaremos o Modelo Autorregressivos de Defasagens Distribuídas (ARDL), para dados trimestrais, a partir do primeiro trimestre de 2003 até o último de 2016. Este ensaio é dividido em quatro seções, além desta breve introdução, sendo que a seguinte abarca a revisão de literatura acerca dos pilares da relação de causalidade entre o resultado das relações comerciais externas e o lado fiscal da economia, ou seja, a apresentação dos déficits gêmeos, expandindo o efeito para a poupança privada nacional, culminando nos déficits triplos. Ademais, nesta seção também é feito um levantamento da literatura empírica nacional e internacional correlata. A terceira seção apresenta o debate na literatura a respeito dos impactos da política de crescimento nacional baseada na poupança externa. A quarta seção trata dos pormenores da metodologia empírica utilizada e da base de dados coletada, enquanto que a última seção corresponde aos resultados do estudo econométrico sobre os triplos déficits brasileiros. Por fim, são apresentados os comentários conclusivos.

3.2 Revisão de literatura

3.2.1 A origem dos déficits triplos: os déficits gêmeos

A ocorrência simultânea de déficits fiscais e em transações correntes é, em linhas gerais, o que a literatura econômica convencionou chamar de déficits gêmeos. O estudo desse fenômeno data dos anos de 1980, quando os déficits gêmeos passaram a ser observados na economia dos EUA. A importância desse país para o desempenho econômico mundial, além de sua disponibilidade de informações estatísticas, estimulou a realização de vários estudos para a explicação desse fenômeno (SOUZA; SILVA, 2016).

Os déficits orçamentários persistentes aumentaram o interesse dos economistas pelas teorias e evidências sobre a política fiscal. Os estudos econômicos a esse respeito têm duas vertentes de concepção, a saber: a tradicional keynesiana e a abordagem da equivalência ricardiana.

De acordo com Akbaş & Lebe (2016), a abordagem tradicional (keynesiana) afirma que existe uma relação positiva entre déficit orçamentário e déficit em conta corrente de um determinado país. Segundo os autores, em uma economia com taxa de câmbio flexível, haverá uma diminuição na poupança agregada do país no caso dos impostos arrecadados serem menores do que as despesas públicas. Tal situação fará com que a taxa de juros se eleve, e isso levará a uma entrada de grandes quantidades de capital estrangeiro, elevando,

por sua vez, o valor da moeda nacional. Por essa razão, as exportações tornar-se-ão mais caras, e as importações mais baratas. Como resultado, as exportações líquidas reduzir-se-ão, e o país enfrentará um déficit de conta corrente. Essa visão tradicional é explicada como a “hipótese do déficit gêmeo”.

A segunda abordagem é a hipótese de equivalência ricardiana. [Barro\(1989\)](#) é o precursor no desenvolvimento dessa abordagem e a contrasta com o modelo padrão. A discussão levantada considera as principais objeções teóricas à concepção tradicional, relativas aos mercados de capital imperfeitos, incerteza sobre impostos e rendas futuras e os efeitos distorcidos da tributação. O estudo de Barro também considera evidências empíricas sobre taxas de juros, consumo e poupança e défits em conta corrente, para concluir que a equivalência ricardiana é uma aproximação de primeira ordem, e essa abordagem fora apresentada à época como modelo de bancada para avaliar a política fiscal. A principal argumentação dessa abordagem é afirmar que não há interação entre o déficit da conta corrente e o déficit orçamentário de um determinado país.

Para explicar a equivalência ricardiana, [Akbaş & Lebe\(2016\)](#) esclarecem que, embora as despesas públicas sejam constantes, o financiamento de défits orçamentários que podem resultar em uma redução nos impostos através de empréstimos não terá qualquer efeito sobre as despesas do setor privado. Nesse caso, apenas o momento da cobrança de impostos foi transferido do período atual para períodos futuros ([VAMVOUKAS,1999](#)). Uma vez que os indivíduos sabem que uma diminuição nas receitas fiscais do estado será compensada por empréstimos futuros ou aumentos de impostos, eles sabem que o passivo circulante será reembolsado por meio de aumentos de impostos futuros (mesmo que o Estado prefira empréstimos). Portanto, os défits orçamentários, que ocorrem por causa de empréstimos públicos ou reduções de impostos, não terão um efeito crescente sobre o comportamento do consumo privado (assumindo que as despesas públicas não mudam). Com isso, considerando que a poupança doméstica total é composta pela soma da poupança do setor privado e do setor público, a diminuição dos impostos pelo Estado também diminuirá a poupança do setor público, mas elevará a poupança do setor privado ([BARRO, 1989](#)).

Paralelamente à diminuição da poupança do setor público, o aumento da poupança de indivíduos será igual ao déficit orçamentário financiado pelo Estado. Como resultado do aumento da poupança privada, não haverá necessidade de ingresso de capital estrangeiro no país e não haverá déficit de contas correntes ([KHALID; GUAN,1999](#)). Por essa razão, a tese da equivalência ricardiana, que foi declarada por Ricardo e desenvolvida por Barro, afirma que não há relação entre o déficit orçamentário e o déficit de conta corrente de um determinado país.

Assim, o quadro teórico presente na literatura econômica a respeito da interrelação entre o déficit orçamentário e o público se pauta nessas duas hipóteses: a tradicional keynesiana, também chamada de hipótese dos défits gêmeos, e da equivalência ricardiana.

Os resultados encontrados em trabalhos empíricos correlatos são apresentados de forma sintética no Quadro 3.1. De forma geral, nesses trabalhos, as relações de causalidades são definidas ou como tradicionais, nas quais o déficit fiscal causa o déficit em transações correntes, ou como inversas, em que os desequilíbrios externos provocam o déficit fiscal.

Quadro 3.1 – Literatura Empírica: Hipóteses dos Déficits Gêmeos e o sentido da causalidade

Autoria	Países	Método	Período	Resultado – Déficits Gêmeos	Causalidade
Sen et al. (2014)	Turquia	Causalidade de Granger	1980-2010	confirma	tradicional
Baharumshah Lau & Khalid (2006)	Indonésia, Malásia, Filipinas e Tailândia	VAR	1976-2000	confirma para todos os países	Tailândia: tradicional Indonésia: inversa Malásia e Filipinas: bidirecional
Araújo et al. (2009)	35 países	Modelo dinâmico de Arellano-Bond	1991-2000	não confirmam causalidade sistemática entre os déficits	–
Bartolini & Lahiri (2006)	26 países	Painel com efeito fixo	1972-1998 1972-2003	confirma	tradicional
Souza & Silva (2016)	Brasil	ARDL	1999-2013	confirma	bidirecional
Fonseca Neto & Teixeira (2004)	Brasil	VAR	1991-2013	confirma	inversa
Holmes (2011)	Estados Unidos	VEC	1947-2009	confirma	tradicional
Neaime (2008)	Líbano	Causalidade de Granger	1970-2006	confirma	tradicional
Ratha (2012)	Índia	ARDL	1998-2009	invalida	–
Sobrino (2013)	Peru	VAR	1990-2012	confirma	inversa

Como o modelo tradicional defende que há uma relação positiva entre déficit orçamentário e déficit em conta corrente de um determinado país, e a equivalência ricardiana de Barro (1989) nega essa relação, as primeiras pesquisas sobre a temática fiscal procuravam justamente verificar qual dessas abordagens se confirma para as economias pesquisadas. Esse é o caso do trabalho de Sen et al. (2014) para a Turquia, avaliando qual dessas abordagens pode ser validada. A pesquisa de Sen et al. (2014), para o período de 1980 a 2010, confirma a hipótese dos déficits gêmeos e invalida a equivalência ricardiana para a Turquia.

Baharumshah, Lau & Khalid (2006) testam hipótese análoga para quatro países da Ásia, a saber: Indonésia, Malásia, Filipinas e Tailândia, utilizando a metodologia VAR e análise de decomposição da variância com dados trimestrais de 1976 a 2000. Os resultados empíricos apontam que há sim relações de longo prazo entre déficits orçamentários e de

conta corrente. Além disso, para a Tailândia, o raciocínio keynesiano se encaixa bem, uma vez que existe uma relação unidirecional do déficit orçamentário para déficit em conta corrente. Para a Indonésia, a causalidade reversa é detectada enquanto que, para a Malásia e Filipinas, existe um padrão de causalidade bidirecional. [Baharumshah, Lau & Khalid\(2006\)](#) verificaram também o apoio a uma relação de causalidade indireta que se estende do déficit orçamentário a taxas de juros mais elevadas, e taxas de juros mais elevadas conduzem à apreciação da taxa de câmbio, o que conduz ao alargamento do déficit em conta corrente. Os resultados das decomposições de variância e das funções de impulso resposta sugerem que as consequências dos grandes déficits orçamentários e correntes só se tornam visíveis no longo prazo.

Desse modo, a tese de [Barro\(1989\)](#) parece não se confirmar, dado que, na literatura empírica econômica, as pesquisas comprovaram a existência dos déficits gêmeos. Outras pesquisas também podem ser citadas, como de [Bartolini & Lahiri\(2006\)](#); [Araújo et al. \(2009\)](#); [Bolat, Değirmen & Şengönül\(2014\)](#) e [Akbaş, Lebe & Zeren\(2014\)](#), atestando a relação positiva e direcional dos saldos negativos comerciais acentuando o déficit público.

Na linha de estudos empíricos confirmando os déficits gêmeos, [Araújo et al.\(2009\)](#) argumentam que o déficit público provoca um déficit em transações correntes porque causa uma apreciação da taxa de câmbio real. A influência do câmbio é que foi testado nesse trabalho. Para isso, os autores estimaram um modelo com dados em painel balanceado para 35 países entre os anos 1991 e 2000. Os autores destacam que tanto no âmbito teórico quanto empírico não há consenso sobre a relação de causalidade entre déficit público e saldo em conta corrente. As conclusões apresentadas na pesquisa apontam rejeição à hipótese que considera a taxa de câmbio real como sendo o mecanismo por meio do qual o déficit público pode causar um déficit externo. Os dados apontaram que não haveria uma relação de causalidade sistemática entre déficit público e apreciação da taxa de câmbio real, ou seja, não é garantido que o déficit público implicará em déficit externo.

A respeito da análise dos déficits gêmeos para a economia brasileira, a pesquisa de [Souza & Silva\(2016\)](#) apresenta como enfoque o entendimento se a causalidade é via déficits fiscais, impactando nos movimentos das contas externas, ou se é o desempenho das transações correntes que repercute nas contas públicas. Este trabalho utiliza metodologia empírica análoga a desta pesquisa, que são os Modelos Autorregressivos de Defasagens Distribuídas (ARDL) com periodicidade trimestral de 1999 a 2013. A verificação empírica de [Souza & Silva\(2016\)](#) apontou que se pode rejeitar a relação causal unidirecional das contas públicas para as contas externas para o caso brasileiro. Com isso, concluíram que a deterioração do desempenho externo e a queda na taxa de crescimento econômico da economia brasileira contribuíram para a redução do superávit primário e, por conseguinte, aumento do déficit nominal.

3.2.2A hipótese dos déficits triplos

Expandindo as análises a respeito da temática dos déficits gêmeos, surge recentemente, ainda de forma discreta na literatura econômica, a hipótese da existência de déficits triplos. Essa expansão da análise se deu pelo entendimento de que o déficit público gera insuficiência de poupança nacional em relação ao investimento e, para evitar a queda da taxa de investimento, absorve-se a poupança externa, implicando déficit em transações correntes. Com isso, a variável poupança privada nacional, ou a sua insuficiência, passa a ser incluída na análise.

Quando o déficit público provoca apreciação da taxa de câmbio real, parte do investimento doméstico é deslocado para o exterior, afetando a formação de poupança nacional. Em outras palavras, o aumento dos preços relativos dos bens não comercializáveis – em que houve a apreciação cambial – implica aumento da demanda por bens comercializáveis e redução de sua produção doméstica. Isso, por sua vez, estimula o investimento no exterior em contrapartida do desestímulo ao investimento interno, resultando em menor volume de poupança nacional (RESENDE,2005).

Na literatura, a discussão é precursada pela pesquisa deSzakolczai(2006), em que a temática dos déficits triplos é abordada argumentando-se que a noção e análise do déficit duplo (déficit da balança corrente e orçamentária) devem ser alargadas. Para entender o déficit triplo, para o autor, devem-se levar em conta os mesmos dois déficits e incluir a insuficiência da poupança interna – ele faz sua pesquisa para a economia húngara entre os anos 2000 a 2004. A partir do estudo simples dos dados das contas nacionais do Banco Nacional da Hungria, o autor defende que os déficits estreitamente interligados, mas, em certa medida, independentes, têm causas autônomas e devem, portanto, ser tratados separadamente. Esse resultado é contraditório com a visão comum de que todos os problemas são consequências de gastos excessivos do Estado e todos eles podem ser resolvidos pela redução do déficit orçamentário e pela redução das despesas do Estado. As recomendações de política feitas porSzakolczai(2006) são de que as exportações de bens e particularmente serviços e poupança privada doméstica se elevem juntamente com a redução do déficit orçamentário.

O Quadro3.2apresenta uma síntese dos poucos estudos empíricos que estudam e testam a validade da Hipótese dos Déficit Triplos em economias com diferentes graus de desenvolvimento.

Quadro 3.2 – Literatura Empírica: Hipótese dos Déficit triplos

Autoria	Países	Método	Período	Resultado – Déficit Triplos
Akbaş & Lebe (2016)	Países do G7 (Canadá, França, Alemanha, Itália, Japão, Estados Unidos e Reino Unido)	Causalidade de Granger	1994–2011	confirma
Akbaş, Lebe & Zeren (2014)	Turquia	Causalidade de Granger	1960–2012	confirma
Tang (2014)	Estados Unidos	ARDL	1960–2013	confirma
Sen & Kaya (2016)	Países pós-comunistas (Rússia, Polônia, Ucrânia, Romênia, República Checa e Hungria)	Causalidade de Granger	1994–2012	invalida para todos os países
Bolat, Değirmen & Şengönül (2014)	15 países da UE	Causalidade de Granger	2002–2013	enquadram cada país em débitos gêmeos ou triplo

O estudo de Tang(2014), ao também ampliar a conhecida hipótese de débitos gêmeos, consegue uma constatação positiva, pelos dados norte-americanos em uma amostra de 1976 a 2008, de que o saldo fiscal, o saldo da conta corrente e o saldo da balança de capitais e da balança financeira estão se movendo juntos no longo prazo. Também é interessante destacar que esse estudo concluiu que a conta corrente tem uma causalidade (Granger) com o equilíbrio fiscal e com a posição de conta financeira dos EUA.

Testando a validade da hipótese de débitos triplos para a Turquia, Akbaş, Lebe & Zeren(2014) realizam um estudo empírico, com dados dos anos de 1960 a 2012, o qual testou a estacionariedade das séries e realizou testes de causalidade entre o déficit da balança de transações correntes, o déficit orçamentário e a parcela da poupança nacional respectiva ao setor privado (por isso chamado débitos triplo). De acordo com os resultados de Akbaş, Lebe & Zeren(2014), há causalidade de choques positivos e negativos, e, com isso, eles corroboraram a hipótese do triplo déficit na Turquia entre os anos 1960 e 2012, dada a causalidade bidirecional entre os débitos. Cabe destacar que os autores apontam que a principal política na reversão dos débitos é reduzir a quantidade de créditos totais na economia, e isso é possível utilizando-se instrumentos de política monetária, ou seja, manipulação da taxa de juros.

No tocante aos débitos triplos, Tang(2014) examina a experiência dos Estados Unidos para a hipótese de débitos fiscal, comercial e financeiro. O estudo propõe um quadro empírico, em perspectiva de equilíbrio geral, que considera o terceiro déficit de capital e conta financeira da balança de pagamentos utilizando uma abordagem renda-despesa para cointegração. Citando a pesquisa de Bartolini & Lahiri(2006), a importância do estudo da economia norte-americana deriva do surgimento do fenômeno de débitos

pela primeira vez na década de 1980, com uma deterioração significativa do saldo em conta corrente dos EUA, acompanhado de um aumento acentuado do déficit orçamentário federal.

A determinação do déficit da balança comercial com base no déficit orçamentário é o objeto de pesquisa de [Bolat, Değirmen & Şengönül\(2014\)](#). Para entender essa questão, os autores se baseiam na discussão teórica entre a equivalência ricardiana e a hipótese keynesiana. Ademais, desenvolvem um método empírico, a partir do teste de causalidade de Granger, para medir a direção da causalidade entre a poupança líquida, orçamento e déficits em conta corrente, ou seja, para determinar o problema do déficit triplo, para 15 países da União Europeia no período compreendido ente 2002.1 a 2013.3. Os resultados definem para que país tal teoria se aplica, precisando para quais países o déficit é duplo ou triplo.

3.3A solução brasileira: poupança externa

O debate brasileiro recente permeia a discussão relacionada ao uso do déficit em conta corrente como política de crescimento, ou seja, o crescimento nacional é baseado na poupança externa, e essa estratégia não é consensual na literatura econômica. O objetivo desta seção é apresentar sucintamente os argumentos principais da discussão em voga na literatura econômica, tendo como expoente da visão convencional os estudos de [Dornbusch et al.\(1995\)](#); [Obstfeld & Rogoff\(2000\)](#) e [Feldstein & Horioka\(1980\)](#) e as pesquisas de [Bresser-Pereira & Nakano\(2003\)](#); [Bresser-Pereira & Gala\(2007\)](#); [Bresser-Pereira, Gonzalez & Lucinda\(2008\)](#) e [Bresser-Pereira\(2010\)](#) com argumentos empíricos e analíticos de crítica a esta política.

O Brasil, assim como outros países latino-americanos, adota essa estratégia, entendendo que, com a ausência de recursos internos que financiem o crescimento (déficits da poupança interna), os recursos externos fariam esse papel. O pressuposto básico dessa estratégia de crescimento, de acordo com [Feldstein & Horioka\(1980\)](#), é de que, com elevadas taxas de poupança e investimento, a um determinado nível de progresso técnico, impulsiona-se o crescimento econômico. Dessa forma, a poupança externa, atuando como financiamento e investimento, promove crescimento econômico ao substituir os recursos internos insuficientes em países altamente endividados.

A abertura da conta capital e uso da poupança externa como política de crescimento pressupõem que os países ricos, com elevadas taxas de acumulação de capital, transfiram seus recursos aos países mais pobres e que estes se transformem em capital produtivo. A tese convencional ortodoxa, utilizada no Brasil e prevaiente na teoria econômica, baseia-se na ampliação das opções de investimento produtivo dos agentes à medida que a entrada de recursos externos eleva a renda *per capita* local. O país com baixo estoque de capital, em decorrência da baixa renda per capita, pode elevar seu estoque de

capital, ampliando a capacidade produtiva e obtendo maior retorno do investimento, utilizando recursos externos emprestados. A contrapartida seria os juros pagos futuramente ao se obterem os resultados produtivos.

Para a manutenção dessa estratégia de crescimento, os défcits em conta corrente devem ser perenes, para assim se fazer uso da poupança externa, e a taxa de câmbio real mantida apreciada. Esses quesitos são os principais pontos de crítica de [Bresser-Pereira \(2007\)](#), em que o autor argumenta que o influxo de poupança externa não resulta em elevação do investimento produtivo, mas sim em aumento do consumo e do endividamento externo. Desse modo, a proposição de contestação é a de que “(...) uma alta taxa de substituição da poupança interna pela externa causa endividamento externo e implica a obrigação de remunerá-lo sem que haja um aumento correspondente da capacidade produtiva do país” ([BRESSER-PEREIRA, 2007](#), p. 5).

O uso da poupança externa substituindo a poupança interna, na ótica do autor, resultaria em estímulos ao investimento apenas nos casos de países que estejam passando por momentos de crescimento econômico rápido e exacerbado, pois, com isso, os recursos externos alavancariam as oportunidades de investimentos já propícias pelo momento econômico positivo no qual essas economias se encontrariam. Portanto, essa política só seria bem-sucedida em um caso especial e com redução da propensão a consumir dos agentes, situação não pertinente aos países latino-americanos, segundo o autor.

Analisando a economia brasileira, [Bresser-Pereira \(2007\)](#) alega que o impacto de apreciação na taxa de câmbio gera aumento subsequente nos salários reais e nas importações, de modo que, dada a alta propensão a consumir, os agentes tenderão a consumir quase a totalidade de seus ganhos, e os capitalistas, mesmo com uma redução de seus lucros (pelo pagamento de maiores salários), não reduzirão seu consumo, e isso incorrerá em redução dos investimentos. Isso significa que o influxo de recursos externos será fortemente compensado pela redução da poupança interna decorrente do aumento do consumo e, portanto, não estimulará o crescimento econômico.

De acordo com [Bresser-Pereira, Gonzalez & Lucinda \(2008\)](#), recorrentes défcits em conta corrente usados deliberadamente como meio de obtenção de poupança externa, juntamente com a abertura da conta capital, causam, além de endividamento externo, fragilidade financeira e crise de balanço de pagamentos, consequência da decisão dos credores externos de suspenderem a rolagem dos créditos dos países altamente endividados.

Em [Bresser-Pereira & Nakano \(2003\)](#) a centralidade da argumentação critica a política de crescimento com poupança externa, além de ironizá-la, chamando-a de “política de conta corrente fraca”, e baseia-se nos limites macroeconômicos ao endividamento externo. O estudo sugere que haja um limite de défcits em conta corrente que um país pode obter, visto que a um certo nível da relação dívida/PIB a solvência sofre restrições ligadas a impedimentos dos credores externos a novas dívidas, pois, mesmo com juros crescentes, os riscos de se fazerem novas dívidas para pagar as anteriores tornam-se elevados e invi-

abilizadores. Além disso, os autores alegam que os agentes internos também começam a exigir juros mais altos e os investimentos produtivos se reduzem. Com isso, a estabilidade e o crescimento econômico passam a ser afetados negativamente. Nesse mesmo estudo, os autores explicam que o entendimento dos formuladores da política de crescimento com poupança externa é de que, no longo prazo, tais efeitos negativos seriam arrefecidos, visto que os défcits em conta corrente se equilibrariam.

A tese crítica do autor é de que a poupança externa não gera crescimento porque se transforma totalmente em consumo e não provoca nenhum impacto no investimento. [Bresser-Pereira\(2010\)](#) mostra que uma elevação da poupança externa gera aumento inexpressivo do investimento. Tal resultado, se comparado aos efeitos no consumo e endividamento externo, atesta ineficiência dessa política.

De acordo com argumentos expostos nesta seção, um dos défcits brasileiros, o de conta corrente, é fomentado estrategicamente como meio de política de crescimento econômico do país. A necessidade de se conviver com os défcits em conta corrente estaria visando a utilização da poupança externa com via de estímulo ao investimento. Essa política é apoiada pela teoria econômica convencional, todavia não é consensual. Logo, faz-se mister apresentar os argumentos que contrariam o entendimento tradicional. Dessa forma, as premissas críticas baseiam-se na inexpressiva elevação do investimento interno, uma vez que os efeitos apreciativos sobre o câmbio e a propensão a consumir dos agentes elevariam o consumo e a importação, na possibilidade de crise fiscal, dado os limites ao endividamento e distanciamento da estabilidade macroeconômica, com a possibilidade de crise de demanda interna e da dívida externa.

3.4 Análise econométrica

3.4.1 Metodologia

A metodologia empírica econométrica aplicada nesta pesquisa é o Modelo Autorregressivo de Defasagem Distribuída (ARDL) conforme referência dos trabalhos de [Pesaran & Shin\(1998\)](#) e [Pesaran, Shin & Smith\(2001\)](#). O procedimento desses autores é uma continuação pormenorizada dos modelos ADL clássicos, aplicados em séries temporais estacionárias, para o estudo de relações em nível com variáveis integradas de ordem 1, I(1).

De acordo com [Johansen\(1991\)](#), [Phillips & Hansen\(1990\)](#), [Engle & Granger \(1987\)](#), o método ARDL apresenta prerrogativas em relação aos testes de cointegração em variáveis não estacionárias e em relação aos modelos de vetores autorregressivos (VAR). [Pesaran, Shin & Smith\(2001\)](#) propõem um método de cointegração que pode abarcar um conjunto de variáveis cujas ordens de integração se diferem entre si, o que auxilia muito na utilização de dados puramente I(0), puramente I(1), ou com as duas ordens de inte-

gração. Ademais, [Pesaran & Shin\(1998\)](#) explicam que esse mesmo teste de cointegração nos modelos ARDL apreende as relações de longo prazo em amostras pequenas de dados de modo mais eficiente, e, por intermédio de um critério de seleção previamente estabelecido, um nível ótimo de defasagens pode ser determinado para cada uma das variáveis do modelo ARDL. Esses diferenciais do método justificam a escolha dessa metodologia para a averiguação da ocorrência de défcits triplos para o Brasil.

O modelo ARDL é estimado na forma de vetores de correção de erros (ARDL-ECM), os quais verificam a existência de vetores de longo prazo. A partir disso, estimam-se os coeficientes de longo e curto prazo, assim como a velocidade de ajuste ao equilíbrio de longo prazo. Desse modo, o modelo estimado na forma de correção de erros (ARDL-ECM) origina-se da equação genérica do modelo ARDL e pode ser especificado a partir da primeira diferença, conforme está explicitado abaixo.

$$\Delta y_t = a_0 + a_1 \tau + \delta_1 y_{t-1} + \delta_2 x_{t-1} + \sum_{i=1}^{q_y-1} \theta_{1i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_x-1} \theta_{2i} \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

As variáveis indicam: Δ a diferença, a_0 e a_1 são termos de constante e tendência; δ são parâmetros de longo prazo; θ são parâmetros de curto prazo; e ε_t é o termo de erro, ou distúrbios do tipo ruído branco.

No teste de cointegração de [Pesaran, Shin & Smith\(2001\)](#), faz-se um teste de significância do tipo do teste de Wald (teste F) para a observação da significância conjunta dos parâmetros de longo prazo. Todavia, os valores críticos do teste Wald não possuem uma distribuição assintótica padrão para qualquer ordem de integração dos regressores quando a hipótese nula (H_0) é de não existência de cointegração. A fim de sanar este problema, [Pesaran, Shin & Smith\(2001\)](#) fornecem uma banda de valores críticos em que a banda superior equivale à hipótese de que todas as variáveis são $I(1)$, e o nível inferior determina que as variáveis do modelo ARDL são estacionárias. A utilização (ou não) de intercepto e tendência são hipóteses também consideradas, por isso da completude do modelo.

A estatística-F do teste Wald é comparada com a banda de valores críticos que fora determinada. A hipótese nula (H_0) é de não existência de vetores de cointegração $H_0 = \delta_1 = \delta_2 = 0$ e a hipótese alternativa (H_1) é de existência de relação de longo prazo entre as variáveis do modelo $H_1 = \delta_1 \neq \delta_2 \neq 0$. Com isso, entende-se que a hipótese nula não é rejeitada se a estatística-F do teste Wald ficar abaixo da banda inferior de valores críticos, mas, acima da banda superior, a hipótese nula é rejeitada. Será preciso conhecer a ordem de integração das variáveis no caso da estatística F ficar dentro do intervalo dos valores críticos.

A partir dessa metodologia, estimamos as equações do modelo.

3.4.2 Dados

As variáveis utilizadas na estimação dos modelos ARDL para a análise dos déficits triplos na economia brasileira, possuem periodicidade trimestral e estão definidas como se segue:

- eer_t = Log do índice da taxa de câmbio real anualizada (valor de final de trimestre) – Fonte: BIS¹;
- r_t = Taxa de juros – over-Selic (%) anualizada (valor de final de trimestre) – Fonte: Banco Central do Brasil;
- y_t = Log do Índice do Produto Interno Bruto (PIB), com ajuste sazonal, fim de período – Fonte: IBGE;
- rp_t = Necessidade de Financiamento do Setor Público (NFSP Primário), sem desvalorização cambial, fluxo acumulado em 12 meses (valor de final de trimestre) (% PIB) – Fonte: Banco Central do Brasil;
- tc_t = Transações Correntes – fluxo acumulado em 12 meses, valor de final de trimestre (%PIB) – Fonte: Banco Central do Brasil;
- dsp_t = Poupança Privada nacional, dessazonalizado, valor final de trimestre (%PIB) – Fonte: Banco Central do Brasil.

A taxa de juros real e as variáveis em número-índice foram modificadas para logaritmo natural a fim de que os resultados possam ser lidos em variações percentuais. Ademais, a escolha da série de resultado primário em detrimento do resultado nominal se deve à influência que esta última sofre do comportamento da taxa de juros na economia brasileira.

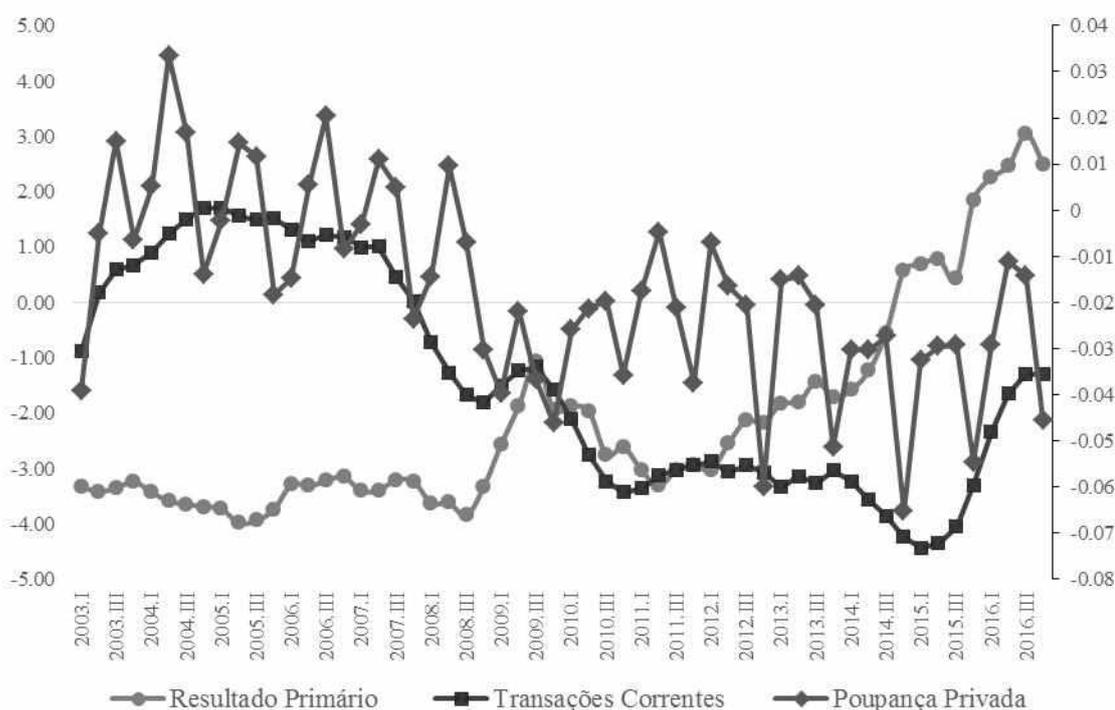
A variável dsp_t , cuja sigla significa déficit na poupança privada, fora construída segundo a equação: $(S-I)/PIB$. Sendo S a poupança nacional bruta, trimestral (R\$ mi – ref. 2010) e I o Investimento, representada por sua *proxy*: formação bruta de capital fixo, trimestral (R\$ mi – ref. 2010), ambas disponibilizadas pelo Banco Central do Brasil. As séries foram subtraídas e seu resultado foi posteriormente dividido pelo PIB, série histórica, trimestral, valores correntes (R\$ mi), disponível no IBGE e, por fim, dessazonalizada. Ademais, o período de análise está delimitado do primeiro trimestre do ano 2003 ao último trimestre de 2016, portanto com 56 observações.

O presente estudo da economia brasileira, em especial nessa periodicidade, procura analisar o desempenho fiscal do setor público e os resultados das contas externas. Em

¹ De acordo com a própria fonte de dados BIS um aumento no índice indica apreciação. Como no Brasil o entendimento é de que uma elevação do índice se refere a uma depreciação foi feita uma inversão simples da taxa (1/BIS).

2000, a política fiscal brasileira passou a ter de forma mais clara as diretrizes de sua condução, com a Lei de Responsabilidade Fiscal. De fato, o resultado primário brasileiro de 2003 a 2016, torna-se positivo ao longo do tempo, indicando que o país tem necessitado cada vez mais fazer crescer o déficit público. Os resultados positivos da série se iniciam a partir de 2014.7, quando tivemos as “pedaladas fiscais”² do governo Dilma Rousseff (Figura 3.1).

Figura 3.1 – Resultado Primário, Transações Correntes e Poupança Privada: Brasil (2003–2016) – acumulado em 12 meses (% PIB)



Resultado Primário e Transações Correntes estão expressos no eixo principal, à esquerda.
Poupança Privada expressa no eixo secundário, à direita.

Fonte: BCB

A poupança privada, expressa no eixo secundário à direita, revela sua variação deficitária a partir de 2008, apresentando, em poucas exceções, saldo positivo a partir de 2009. A conta corrente, por sua vez, em função do desempenho econômico mundial e chinês e, principalmente, da valorização de preços das *commodities* e do aumento da quantidade exportada, apresentou um superávit, entre 2002 e 2007, na ordem de 1,1% do PIB (Figura 3.1). A partir de 2009, como os efeitos da crise financeira, principalmente pelo desaquecimento da economia mundial, a balança comercial brasileira foi impactada negativamente.

² As pedaladas fiscais se referem a operações orçamentárias realizadas pelo Tesouro Nacional, não previstas na legislação, que consistem em atrasar o repasse de verba a bancos públicos e privados com a intenção de aliviar a situação fiscal do Governo em um determinado mês ou ano, apresentando melhores indicadores econômicos ao mercado financeiro e aos especialistas em contas públicas.

3.4.3 Modelo

Para a análise da relação de causalidade entre os déficits triplos são estimados 4 (quatro) modelos ARDL, os quais testam as relações de influência dos três déficits uns sobre os outros. O modelo 1 é um modelo mais simples que busca verificar a influência das transações correntes e da poupança privada sobre o resultado primário do setor público, utilizando o PIB como variável de controle.

Os três principais déficits de interesse nesta pesquisa são potencialmente sensíveis às alterações no nível de atividade econômica, por isso a inclusão do produto interno bruto (PIB) como variável de controle é importante. Nos modelos 2, 3 e 4, são acrescentadas ao PIB as taxas de câmbio e de juros como variáveis de controle.

Os três últimos modelos se diferem pela variável dependente. Em cada modelo é um déficit sendo explicado pelos outros dois e pelas variáveis de controle macroeconômicas. Dessa forma, o impacto dos três déficits uns sobre os outros pode ser testado adequadamente. A escolha das variáveis bem como a especificação da equação de cada modelo estão em linhas com trabalhos empíricos correlatos, a saber: [Baharumshah, Lau & Khalid \(2006\)](#), [Ruth \(2004\)](#), [Souza & Silva \(2016\)](#). Os modelos são descritos a seguir:

Modelo 1:

$$\begin{aligned} \Delta rp_t = & a_0 + a_1\tau + \beta_1rp_{t-1} + \beta_2tc_{t-1} + \beta_3pib_{t-1} + \beta_4dsp_{t-1} + \sum_{i=1}^{q_{rp}-1} \beta_{5i}\Delta rp_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^{q_{tc}-1} \beta_{6i}\Delta tc_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_{pib}-1} \beta_{7i}\Delta pib_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_{dsp}-1} \beta_{8i}\Delta dsp_{t-i} + u_t \end{aligned} \quad (3.2)$$

Modelo 2:

$$\begin{aligned} \Delta rp_t = & a_0 + a_1\tau + \beta_1rp_{t-1} + \beta_2tc_{t-1} + \beta_3pib_{t-1} + \beta_4dsp_{t-1} + \beta_5eer_{t-1} \\ & + \beta_6r_{t-1} + \sum_{i=1}^{q_{rp}-1} \beta_{7i}\Delta rp_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_{tc}-1} \beta_{8i}\Delta tc_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_{pib}-1} \beta_{9i}\Delta pib_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^{q_{dsp}-1} \beta_{10i}\Delta dsp_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_{eer}-1} \beta_{11i}\Delta eer_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_r-1} \beta_{12i}\Delta r_{t-i} + e_t \end{aligned} \quad (3.3)$$

Modelo 3:

$$\begin{aligned} \Delta tc_t = & a_0 + a_1\tau + \beta_1tc_{t-1} + \beta_2rp_{t-1} + \beta_3pib_{t-1} + \beta_4dsp_{t-1} + \beta_5eer_{t-1} \\ & + \beta_6r_{t-1} + \sum_{i=1}^{q_{tc}-1} \beta_{7i}\Delta tc_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_{rp}-1} \beta_{8i}\Delta rp_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_{pib}-1} \beta_{9i}\Delta pib_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^{q_{dsp}-1} \beta_{10i}\Delta dsp_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_{eer}-1} \beta_{11i}\Delta eer_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_r-1} \beta_{12i}\Delta r_{t-i} + e_t \end{aligned} \quad (3.4)$$

Modelo 4:

$$\begin{aligned}
\Delta dsp_t = & a_0 + a_1\tau + \beta_1 dsp_{t-1} + \beta_2 rp_{t-1} + \beta_3 tc_{t-1} + \beta_4 pib_{t-1} + \beta_5 eer_{t-1} \\
& + \beta_6 r_{t-1} + \sum_{i=1}^{q_{dsp}-1} \beta_{7i} \Delta dsp_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_{rp}-1} \beta_{8i} \Delta rp_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_{tc}-1} \beta_{9i} \Delta tc_{t-i} \\
& + \sum_{i=0}^{q_{pib}-1} \beta_{10i} \Delta pib_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_{eer}-1} \beta_{11i} \Delta eer_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_r-1} \beta_{12i} \Delta r_{t-i} + e_t
\end{aligned} \tag{3.5}$$

Em que a_0 e a_1 são termos constante e tendência, β_i são parâmetros do modelo; e u_t e e_t são termos de erro.

As variáveis utilizadas possuem periodicidade trimestral e estão definidas conforme se segue: rp = resultado primário do setor público; tc = transações correntes; dsp = déficit na poupança privada; pib = log do índice do produto interno bruto (PIB); eer = log da taxa de câmbio real; r = log da taxa de juros.

3.5 Resultados da análise empírica

3.5.1 Testes de raiz unitária

Conforme já enfatizado, se as estatísticas do teste de cointegração ficarem entre os valores críticos calculados por [Pesaran, Shin & Smith\(2001\)](#) é necessário conhecer a ordem de integração das variáveis para a rejeição da hipótese nula. Desse modo, foram realizados quatro testes de raiz unitária: Augmented Dickey Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP), Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) e o Teste de Dickey-Fuller, modificado pela estimação por mínimos quadrados generalizados (DF-GLS)³. OS resultados são apresentados na Tabela 3.1.

Tabela 3.1 – Testes de Raiz Unitária (2003:Q1 a 2016:Q4) – Déficits Triplos

Variáveis	ADF	DF-GLS	PP	KPSS
RP	-1,37	-1,06	-1,44	0,20**
TC	-1,93	1,96	-1,52	0,18**
DSP	-2,05	-2,08	-6,35	0,18*
Câmbio	-2,03	-1,68	-2,00	0,17*
PIB	-0,03	-0,86	0,01	0,14**
Selic	-2,75*	-1,84*	-3,35**	0,14

ADF, DF-GLS e PP: H_0 = Série com raiz unitária (não estacionária);

KPSS: H_0 = Série estacionária;

* e ** denota rejeição da hipótese nula a 1% e 5% de nível de significância, respectivamente.

Todos os testes de raiz unitária citados indicam que as séries temporais utilizadas na estimação dos modelos ARDL são integradas de ordem 1 ao nível de 1% de significância

³ Para maiores detalhes de cada teste de raiz unitária, ver [Elliott et al.\(1996\)](#), [Kwiatkowski et al. \(1992\)](#), [Dickey & Fuller\(1979\)](#) e [Phillips & Perron\(1988\)](#).

estatística, e isso significa que as séries não são estacionárias. A única exceção é o teste KPSS, cuja hipótese nula é de que as séries são estacionárias, portanto integradas de ordem 0. Conforme a Tabela 3.1, das séries de dados definidas nesta pesquisa, as cinco primeiras são $I(1)$, enquanto que a última série, SELIC, é integrada de ordem zero.

3.5.2 Estimções de modelos ARDL

A realizaço dos testes de raiz unitária permite observar que as variáveis selecionadas se apresentam na forma de um mix de ordem de integraço. Tal fato, revela consonância com os preceitos para a realizaço dos modelos ARDL, que abarca um conjunto de variáveis cujas ordens de integraço se diferem entre si. Dessa forma, seguindo a estimaço dos modelos ARDL, o passo seguinte é a definiço das defasagens de cada modelo. Utilizando o Critério de Akaike, com quatro defasagens (*lags*), o modelo 1 é definido como ARDL (1, 0, 2, 1), o modelo 2 como ARDL (1, 0, 2, 4, 2, 0), o modelo 3 (2, 4, 3, 4, 4, 3) e o modelo 4 (4, 4, 2, 4, 0, 2), conforme Tabela 3.2.

A Tabela 3.2 apresenta também o resultado de um teste de diagnóstico, o teste LM Breusch-Godfrey, que indica se há ou não correlaço serial nos resíduos. Como sua hipótese nula é de ausência de correlaço serial, os resultados apontam ausência de autocorrelaço nos quatro modelos estimados.

Tabela 3.2 – Modelos ARDL: Defasagens e Teste de Correlaço Serial – Défcits Triplos

Especificaço	Variável Dependente	ARDL Defasagens	Teste LM de Autocorrelaço (Prob.)
Modelo 1	RP	(1, 0, 2, 1)	0,31 (-0,73)
Modelo 2	RP	(1, 0, 2, 4, 2, 0)	0,44 (-0,64)
Modelo 3	TC	(2, 4, 3, 4, 4, 3)	0,67 (-0,51)
Modelo 4	DSP	(4, 4, 2, 4, 0, 2)	2,41 (-0,13)

Teste LM Breusch-Godfrey: H_0 = Ausência de Auto Correlaço serial.

Definidas as defasagens do modelo e confirmando a ausência de autocorrelaço, o passo seguinte é a verificaço da existêcia de vetores de cointegraço entre as variáveis de cada modelo. A 3.3 apresenta os resultados do teste Wald. A hipótese nula de ausência de vetores de cointegraço entre as variáveis do modelo é rejeitada ao nível de 5% (cinco por cento) de significância estatística nos modelos 1, 2 e 4. Os valores da segunda coluna da tabela, 8,46, 7,24 e 5,54, de cada modelo respectivamente, excedem a banda superior de valores críticos calculados por Pesaran et al. (2001). No modelo 3, a estatística-F calculada, de 3,82, fica entre as bandas do nível de 5%, por isso diz-se que é inconclusivo a este nível de significância. Todavia, é maior que a banda superior do nível de 10% de

significância, $I(1) = 3,79$, o que atesta cointegração também nesse modelo, ao nível de 10%, perfeitamente aceitável estatisticamente.

Os resultados dos testes de cointegração apresentados na Tabela 3.3 são de grande importância nos modelos ARDL. Na literatura os chamados “*bounds test*” e sua relevância se encontram em poder confirmar a existência de cointegração entre as variáveis dos modelos estimados. Isso significa, nesta pesquisa, que se confirmamos a existência dos vetores de cointegração nos quatro modelos estimados, então os resultados das transações corrente, no resultado primário e na poupança privada, têm relações entre si no longo prazo. Desse modo, os resultados apontam que há indicação da hipótese inicial desta pesquisa, de existência de déficits triplos clássicos na economia brasileira.

Tabela 3.3 – Modelos ARDL: Teste de Cointegração – Déficit Triplos

Especificação	Estatística F	Valores Críticos				Cointegração de Longo Prazo
		Limite I(0) ¹		Limite I(1) ¹		
		10%	5%	10%	5%	
Modelo 1	8,46	3,47	4,01	4,45	5,07	Sim
Modelo 2	7,24	2,75	3,12	3,79	4,25	Sim
Modelo 3	3,82	2,75	3,12	3,79	4,25	Sim a 10% Inconclusivo a 5%
Modelo 4	5,54	2,75	3,12	3,79	4,25	Sim

¹ Pesaran, Shin & Smith (2001) – com constante e tendência;

H_0 = Ausência de vetores de cointegração.

Procedendo com a análise empírica, após a verificação da existência de cointegração entre as variáveis dos modelos, podem-se estimar os coeficientes dessa relação de longo prazo. A Tabela 3.4 apresenta os valores desses coeficientes de longo prazo para cada modelo, levando em conta as respectivas variáveis dependentes de cada modelo.

A primeira coluna da Tabela 3.4 mostra que, no modelo 1, os coeficientes são significativos para as transações correntes e para o PIB. Esses resultados indicam que, no longo prazo, modificações no saldo em transações correntes provoca uma alteração no superávit primário de 27%.

Já para o modelo 2, os coeficientes são significativos para o déficit da poupança privada e para a taxa de câmbio real, o que indica que essas variáveis afetam o resultado primário no longo prazo. Dessa forma, nos modelos 1 e 2, ambos com o resultado primário como variável dependente, temos influência estatisticamente significativa das transações correntes e do déficit na poupança privada. Ademais, o modelo 3 revela que o resultado primário também é significativo no longo prazo, para afetar as transações correntes bem como o PIB e a taxa básica de juros SELIC. A Tabela 3.4 também mostra que as variáveis estatisticamente significativas que afetam o déficit na poupança privada (modelo 4) são as transações correntes e a taxa básica de juros SELIC.

Tabela 3.4 – Modelos ARDL: Coeficientes de Longo Prazo – Déficit Triplos

	Modelo 1 (1,0,2,1)	Modelo 2 (1,0,2,4,2,0)	Modelo 3 (2,4,3,4,4,3)	Modelo 4 (4,4,2,4,0,2)
	Coeficiente [Prob.]	Coeficiente [Prob.]	Coeficiente [Prob.]	Coeficiente [Prob.]
RP	– [0,00]	– [0,95]	-6,8 [0,00]	0,0029 [0,65]
TC	-0,27 [0,00]	-0,01 [0,95]	– [0,00]	0,0065 [0,00]
PIB	-26,56 [0,00]	0,08 [0,99]	128,7 [0,00]	0,23 [0,21]
DSP	-7,45 [0,12]	-7,84 [0,00]	-2,09 [0,84]	– [0,00]
Câmbio	– [0,00]	151,2 [0,00]	-0,71 [0,23]	-0,02 [0,14]
Selic	– [0,00]	0,49 [0,27]	-0,99 [0,02]	0,04 [0,02]
Constante	115,8 [0,00]	2,06 [0,94]	120,3 [0,00]	-1,97 [0,18]
Tendência	0,26 [0,00]	6,34 [0,00]	0,21 [0,00]	-0,001 [0,47]

Como enfatizado anteriormente, a relação de longo prazo detectada nas estimações não isenta os modelos estimados de serem acometidos por choques de curto prazo. No entanto, para que a relação de cointegração seja sempre mantida, há que se ter um mecanismo de correção desses choques para se retornar à dinâmica de longo prazo. Essa é justamente a função do Mecanismo de Correção de Erros.

Seguindo com a análise empírica, são estimados os quatro modelos na forma de vetores de correção de erros (ARDL-ECM) para a obtenção dos coeficientes de ajustamento de curto prazo. A Tabela 3.5 apresenta as variáveis significativas no curto prazo e os resultados dos vetores de correção dos erros, para cada modelo. Cabe destacar que os coeficientes de correção de erros (ECM) estimados se apresentaram estatisticamente significante a 1%, como indica o p-valor entre colchetes na terceira coluna.

No modelo 1, segundo a Tabela 3.5, o PIB defasado em um período e a poupança privada são significativos em explicar o déficit público no curto prazo, condizente com o que era esperado *a priori*, dado que a existência de déficits primários públicos significa déficit da poupança pública, e isso incorre em maior necessidade de uso de poupança privada. Além disso, o coeficiente da equação de correção de erros (ECM) de -0,77, estatisticamente significativo, sugere que 77% do desvio da trajetória de longo prazo do sistema estimado são corrigidos pelos seus ajustamentos de curto prazo no trimestre seguinte.

Esse resultado é bastante interessante quando aplicado à dinâmica dos déficits triplos brasileiros. Já vimos que existe uma relação de longo prazo entre as variáveis

estimadas, mas choques de curto prazo ocorrerão. Esses desvios de curto prazo são corrigidos de forma bastante rápida, nesse primeiro caso. Ponderando que o déficit primário impacta diretamente na poupança privada nacional e na balança comercial (acentuando esses défcits), é interessante que esse choque no sistema seja rapidamente dissipado, como indica o ECM de 77% em um trimestre. Todavia, incorre-se em uma ironia quando os resultados comerciais são superavitários, visto que choques, nessa situação, impactariam positivamente na conta corrente nacional, bem como na poupança privada brasileira. Dessa forma, em caso superavitário, o arrefecimento em 77% desse choque positivo em apenas um trimestre é avaliado negativamente, dado que o “bem-estar” fiscal brasileiro seria dissipado em pouco tempo (um trimestre).

No modelo 2, o ECM de -0,65 indica que 65% do desvio da trajetória de longo prazo do resultado primário são corrigidos pelos seus ajustamentos de curto prazo no trimestre seguinte (Tabela 3.5). As variáveis significativas no curto prazo são as taxas de câmbio e de juros, além da conta corrente e da poupança privada. Cabe ressaltar que, nesse modelo, o resultado primário está como variável dependente, como no modelo 1, mas foi ampliado com as variáveis macroeconômicas de taxas de câmbio e de juros.

O coeficiente de correção de erros do modelo 3 é o menor entre os quatro modelos estimados. O ECM de -0,27 aponta que 27% de um choque na trajetória de longo prazo nas transações correntes brasileiras são arrefecidos em um trimestre, sendo necessário, portanto, mais de nove meses (três trimestres) para o retorno à trajetória anterior ao desvio. Por fim, no modelo 4, o ECM estatisticamente significativo de -0,68 revela que a poupança privada nacional corrige 68% de seus desvios em um trimestre. Isso implica que choques superavitários ou deficitários na poupança nacional são absorvidos em 68% em um trimestre, sendo tal indicador visto de forma otimista quando o choque é deficitário, porém negativo quando esse desvio é superavitário.

Tabela 3.5 – Correção dos erros – Dinâmica de Curto Prazo – Défcits Triplos

Modelo ARDL	Defasagens	Coefficientes de Curto Prazo	ECM(-1)	[Prob.]
Modelo 1	(1,0,2,1)	DPIB(-1); DDSP	-0,77	[0,00]
Modelo 2	(1,0,2,4,2,0)	DTC; DPIB; DDSP(-2); DDSP(-3); Dcambio; Dselic	-0,65	[0,00]
Modelo 3	(2,4,3,4,4,3)	DTC(-1); DRP(-1); DRP(-3); DPIB(-1); DDSP; DDSP(-3); Dcambio(-3); Dselic(-2)	-0,27	[0,00]
Modelo 4	(4,4,2,4,0,2)	DDSP(-3); DRP(-1); DTC(-1); Dcambio	-0,68	[0,00]
		Média do ECM	0,6	

3.5.3 Testes de diagnóstico e de estabilidade

Para testar a estabilidade dos coeficientes das regressões estimadas, foram realizados os testes propostos por [Brown, Durbin & Evans \(1975\)](#) de Soma Cumulativa dos Resíduos (CUSUM) e Soma Cumulativa dos Quadrados dos Resíduos Recursivos (CUSUMQ). Esses dois testes são reportados em forma gráfica, conforme o par de gráficos especificados na [Figura A.1](#) do Apêndice A, para cada modelo estimado de déficits triplo.

As linhas pontilhadas em vermelho apresentam a banda de valores críticos, calculados a 5% de significância estatística, cuja hipótese nula é de estabilidade dos coeficientes. Dessa forma, o ideal, para não se rejeitar a hipótese nula e, portanto, atestar a estabilidade dos parâmetros estimados, é que a linha em azul fique dentro dos limites das bandas em vermelho.

Nos modelos 1 e 2, ambos com o Resultado Primário como variável dependente, pode-se verificar leve instabilidade no teste de Soma Cumulativa dos Quadrados dos Resíduos Recursivos (CUSUMQ), ao extrapolar o limite inferior da banda no final do período de análise. Essa pequena instabilidade é corrigida quando se aumenta o número de defasagens nos dois modelos, de quatro para cinco lags. Dessa forma, é possível considerar os coeficientes desses modelos estáveis.

Nos modelos 3 e 4, com Transações Correntes e Déficit da Poupança Privada, como variáveis dependentes respectivamente, a hipótese nula de estabilidade dos coeficientes não é rejeitada para nenhum dos testes realizados. Isso indica estabilidade dos parâmetros desses dois modelos.

3.6 Conclusões

O objetivo deste ensaio é investigar a existência de déficits triplos na economia brasileira de janeiro de 2003 a dezembro de 2016, usando o Modelo Autorregressivo de Defasagem Distribuída (ARDL) para testar a existência de cointegração entre os déficits.

As variáveis utilizadas para os testes empíricos são fundamentalmente aquelas pertinentes à contabilidade Nacional, a saber: resultado primário do setor público, as transações correntes e a poupança privada. Ademais, como variável de controle dos modelos empíricos, em consonância com a literatura econômica, utilizamos o produto interno bruto (PIB), a taxa de câmbio real e a taxa de juros básica da economia (SELIC).

Os resultados, ao confirmarem a existência de cointegração entre as variáveis dos modelos estimados, indicam, nesta pesquisa, que os déficits comerciais, orçamentários e na poupança privada têm relações entre si no longo prazo. Além disso, essas mesmas variáveis não estão isentas de serem acometidas por choques de curto prazo. No entanto, o mecanismo de correção de erro médio, estatisticamente significativo, assegura o retorno à dinâmica de longo prazo, numa média de 60% no primeiro trimestre. Desse modo, os

resultados da cointegração apontam que há indicação da hipótese inicial desta pesquisa, de existência de déficits triplos clássicos na economia brasileira.

A partir da comprovação de existência de cointegração entre as variáveis utilizadas em nossa análise empírica, podemos concluir que há causalidade de choques positivos e negativos entres os resultados primário, a conta corrente e a poupança privada na economia brasileira. Com isso, corrobora-se a hipótese do triplo déficit no Brasil entre os anos 2003 e 2016, dada a causalidade empírica entre os déficits.

Cabe destacar que a pesquisa revelou uma discussão pertinente na literatura econômica de que o déficit, na conta corrente, é fomentado estrategicamente como meio de política de crescimento econômico do país, visando a utilização da poupança externa como via de estímulo ao investimento. Essa política é apoiada pela teoria econômica convencional, todavia não é consensual. As premissas críticas, segundo Bresser-Pereira, baseiam-se fundamentalmente na inexpressiva elevação do investimento interno, dado que os efeitos apreciativos sobre o câmbio e a propensão a consumir dos agentes elevariam o consumo e a importação, na possibilidade de crise fiscal, dado os limites ao endividamento e distanciamento da estabilidade macroeconômica, com a possibilidade de crise de demanda interna e da dívida externa.

Capítulo 4

Poupança Externa e Crescimento Econômico Brasileiro: Uma Análise de Duas Visões

Resumo

O objetivo do presente estudo é verificar empiricamente se a poupança externa consegue suprir os déficits na poupança interna brasileira e elevar o PIB do país. Na literatura econômica, a visão clássica alega ser possível e viável o crescimento com poupança externa, enquanto que uma linha de pensamento crítico a esta ótica advoga que o influxo de recursos externos afeta os investimentos internos apenas no curto prazo, quando o faz, sendo irrelevantes para o crescimento no longo prazo. A fim de buscar corroborações empíricas para a discussão posta valemos da estimação de Modelos Autorregressivos de Defasagens Distribuídas (ARDL) aplicados à cointegração, com dados trimestrais, para o período 1999:4 a 2017:4. Os resultados indicaram uma aproximação ao entendimento da visão crítica haja vista que as estimações apontam que a poupança externa não se apresentou estatisticamente significativa no longo prazo na explicação do crescimento econômico brasileiro no período selecionado.

Palavras-Chave: Poupança externa; Poupança Interna; Crescimento Econômico; ARDL

Classificação JEL: E63, F21, F32, F43

Abstract

The aim of this article is to analyze whether foreign savings can supply current account deficits and help boost the Brazilian economic growth. In the economic literature, the classical view claims that growth with foreign savings is feasible and viable, while a line of critical thinking advocates that foreign capital inflows affect domestic investments only in the short run, being irrelevant for long run growth. The bounds testing (ARDL) approach to cointegration is applied for quarterly data ranging from 1999:4 to 2017:4. Estimation results show that that foreign savings does not appear to explain the Brazilian economic growth in the long run, which is more in line with the understanding of the critical view.

Keywords: Foreign savings; Internal Savings; Economic growth; ARDL

JEL Classification: E63, F21, F32, F43

4.1 Introdução

A discussão fiscal e os elevados déficits em conta corrente em um número considerável de economias ao redor do mundo têm permeado debates e pesquisas acadêmicas haja visto o impacto que tal situação tem na conjuntura econômica desses países e no bem-estar da população em questão. Esse debate se torna mais intenso quando se soma a ele o entendimento de que a manutenção desse déficit seria uma estratégia deliberada dos tomadores de decisão com o intuito de utilizar o influxo de recursos externos, chamado de poupança externa, como estratégia de elevação dos níveis de investimento doméstico, ao suprir os déficits na poupança interna e, por sua vez, estimular crescimento econômico.

O movimento ascendente de mobilidade internacional de capitais, acentuado nos 1990 com o Plano Brady¹, implicava uma equalização na alocação de recursos entre os países por meio da transferência dos capitais excedentes dos países ricos para os pobres, estimulando o crescimento econômico de longo prazo dos países do segundo grupo. O influxo de poupança externa pelos países carentes de capital dar-se-ia via déficits em conta corrente e estes seriam transformados diretamente em investimentos produtivos nas economias locais, gerando uma melhora na eficiência alocativa dos recursos monetários e financeiros mundiais

A partir desse entendimento, a política de crescimento baseada na dependência da poupança externa passou a ser fortemente utilizada e recomendada nos países com baixas taxas de acumulação de capital, dada a oportunidade de ampliação de suas capacidades produtivas, com possível trajetória ascendente de crescimento econômico. Essa linha de pensamento, que neste trabalho chamaremos de tese convencional ou visão clássica, desconsiderou alguns efeitos decorrentes da manutenção permanente de déficits em conta corrente, como o forte aumento da dívida externa, a taxa de câmbio sobrevalorizada constantemente, a elevação exacerbada do consumo interno e os entraves decorrentes dos limites ao endividamento.

Inúmeras pesquisas, dispostas na literatura, avaliam esses efeitos deletérios da política de crescimento com poupança externa. A essa linha de argumentação demos o nome de visão crítica, a qual dispõe que essa política, além de ignorar a possibilidade de que os recursos externos captados sejam formados majoritariamente por capitais especulativos, provoca uma pequena alteração positiva nos investimentos apenas no curto prazo, quando há uma alta taxa de substituição da poupança interna pela externa, mas esses modestos efeitos seriam dissipados no médio e longo prazo quando se sobrevém uma crise no balanço de pagamentos.

A fim de verificar empiricamente qual das duas visões díspares é melhor explicação para a influência da poupança externa no crescimento do Produto Interno Bruto (PIB) brasileiro, utilizamos os Modelos Autorregressivos de Defasagens Distribuídas (ARDL)

¹ Para maiores informações sobre o Plano Brady, consultar [Portella\(1994\)](#).

aliados à análise de cointegração, para dados trimestrais, a partir do quarto trimestre de 1999 até o último de 2017.

A pesquisa é dividida em quatro seções, além desta breve introdução, sendo que a seguinte abarca a revisão de literatura acerca dos impactos da política de crescimento nacional baseada na poupança externa a partir das duas linhas de argumentação definidas. Ademais, nessa seção, também será feito um levantamento da literatura empírica nacional e internacional correlata. A terceira seção tratará dos pormenores da metodologia empírica utilizada e da base de dados coletada, enquanto que a última seção corresponde aos resultados do estudo econométrico, avaliando se o influxo de poupança externa é capaz de impactar positivamente sobre o crescimento do PIB brasileiro no curto e longo prazo. Por fim, são apresentados os comentários conclusivos.

4.2 Revisão de literatura

O debate recente permeia a discussão relacionada ao uso do déficit em conta corrente como política de crescimento, ou seja, a elevação da capacidade produtiva nacional, com vias a elevar o produto interno brasileiro, é dependente do influxo de recursos externos para suprir as debilidades na poupança interna. Essa estratégia deliberada de política econômica não é consensual na literatura econômica. Nessa medida, a presente seção se centra em apresentar sucintamente os argumentos principais da discussão em voga na literatura econômica, tendo como expoente da visão convencional/clássica os estudos de [Dornbusch et al.\(1995\)](#), [Obstfeld & Rogoff\(2000\)](#), [Feldstein & Horioka\(1980\)](#) e [Eichengreen & Leblang\(2003\)](#), enquanto que as pesquisas de [Bresser-Pereira & Nakano\(2003\)](#); [Damasceno\(2007\)](#), [Bresser-Pereira, Gonzalez & Lucinda\(2008\)](#), [Alves, Silva & Lopes\(2011\)](#), [Bresser-Pereira\(2010\)](#) e [Rocha & Oreiro\(2011\)](#) se destacam com argumentos empíricos e analíticos de oposição a esta política.

4.2.1 Poupança externa como saída: visão clássica

O Brasil, assim como outros países latino-americanos, adota essa estratégia, entendendo que, com a ausência de recursos internos que financiem o crescimento (déficits da poupança interna), os recursos externos fariam esse papel. O pressuposto básico dessa estratégia de crescimento é de que, com elevadas taxas de poupança e investimento, a um determinado nível de progresso técnico, impulsiona-se o crescimento econômico. Dessa forma, a poupança externa, atuando como financiamento ao investimento, promove crescimento econômico ao substituir os recursos internos insuficientes em países altamente endividados.

A abertura da conta capital e uso da poupança externa como política de crescimento pressupõem que os países ricos, com elevadas taxas de acumulação de capital,

transfiram seus recursos aos países mais pobres, transformando-os em capital produtivo (FELDSTEIN; HORIOKA,1980).

Essa tese convencional baseia-se na ampliação das opções de investimento produtivo dos agentes à medida que a entrada de recursos externos supre a poupança interna insuficiente. Um baixo estoque de capital de determinado país, em decorrência de baixa renda *per capita*, pode ser elevado por intermédio de empréstimos de recursos externos, que gerarão ampliação da capacidade produtiva e maior retorno do investimento. A contrapartida seria os juros pagos futuramente ao se obterem os resultados produtivos, que não implicariam em ônus pernicioso, mas apenas como condição necessária para se promover o crescimento.

O Quadro 4.1 faz um breve levantamento da literatura empírica que permeia essa visão da poupança externa impactando sobre o produto da economia. O Quadro 4.1 explicita diferentes pesquisas empíricas, em temporalidade de análise e modelo utilizado, mas que se assemelham em salientar a defesa da transferência de recursos entre países com elevado estoque de capital frente aos países em desenvolvimento carente desses recursos por intermédio de déficits em conta corrente.

Quadro 4.1 – Literatura Empírica: Efeitos da Poupança Externa sobre o PIB: visão clássica

Autoria	Países	Método	Período	Resultado(s)
Feldstein & Horioka (1980)	16 países da OCDE	Mínimos Quadrados Generalizados	1960–1974	Forte correlação entre Poupança Externa e Investimento
Schmidt-Hebbel Webb & Corsetti (1992)	10 países desenvolvidos	Dados em Painel	1971–1985	A substituição da Poupança Interna pela Externa é significativa da perspectiva das famílias.
Dornbusch et al. (1995)	Argentina, Brasil, Chile e México	Comparação entre indicadores macroeconômicos	1978–1995	A captação de recursos externos por países em desenvolvimento é fonte viável de financiamento do crescimento destas economias se o câmbio for manipulado estrategicamente com este fim.
Uthoff & Titelman (1998)	15 países latino americanos e Caribe	Dados em Painel	1972–1993	Elevadas taxas de substituição da poupança externa pela poupança Interna
Obstfeld & Rogoff (2000)	16 países da OCDE (mesmos de Feldstein e Horioka, 1980)	VAR	1990–1997	Alegam que os fluxos de capitais internacionais favorecem os países pobres em poupança doméstica
Einchengreen & Leblang (2003)	21 países – FMI	Séries de tempo – renda nacional	1980–1997	Uma economia dependente de recursos externos só auferirá benefícios superiores aos custos quando o seu sistema financeiro é robusto.

Feldstein & Horioka(1980) são precursores dessa visão, sendo sempre referenciados

ao se adentrar essa temática, à medida que para eles a poupança externa, atuando como financiamento e investimento, promove crescimento econômico ao substituir os recursos internos insuficiente em países altamente endividados (com ínfimos estoques de capital).

O pressuposto básico dessa estratégia de crescimento é de que, com elevadas taxas de poupança e investimento, a um determinado nível de progresso técnico, impulsiona-se o crescimento econômico. Todavia, os países com elevado estoque de capital teriam ganhos de bem-estar à medida que aplicassem suas poupanças a uma taxa de remuneração maior do que a doméstica. Portanto, na teoria clássica, os rendimentos marginais dos capitais seriam otimizados, tendendo a se igualarem, tornando possível o bem-estar de países de diferentes estágios de desenvolvimento em nível ótimo.

Reinhart & Talvi(1998), ao compararem analiticamente casos específicos de países em desenvolvimento na Ásia e África, alegam que os esporádicos momentos históricos de crescimento daquelas economias foram possíveis e induzidos pela captação de poupança externa, em condução teórica linear com a argumentação clássica.

Dornbusch et al.(1995) reforçam que a taxa de câmbio real é um preço relativo chave, uma vez que, na maioria das vezes, ela está atrelada à variável de política. Isso representa um mercado de capitais excessivamente flexível que requer o manejo da taxa de câmbio adequado à finalidade de amplificar os efeitos da política de substituição da poupança externa sobre a interna.

Obstfeld & Rogoff(2000) discorrem sobre os canais da integração financeira internacional e advogam que as economias domésticas, com os influxos de poupança externa, podem complementar a poupança interna, içar o investimento e promover o crescimento a partir dos fluxos de capitais. O argumento é de que, em países em desenvolvimento, além da escassez de capital, os baixos níveis de renda e de poupança constituiriam restrições ao crescimento. Logo, a poupança externa, na forma de entrada líquida de capitais, permite o aumento da renda que, por sua vez, possibilitaria a elevação da poupança e investimento doméstico, instituindo um círculo virtuoso no qual haveria uma expansão econômica sustentada.

Eichengreen & Leblang(2003), ao fazerem um estudo para 21 países, sugerem que o efeito líquido da conexão entre os fluxos internacionais e crescimento são específicos do contexto conjuntural da economia receptora dos recursos. Os autores atestam que os efeitos são positivos em períodos de instabilidade financeira, quando a capacidade de estimular investimentos é nula, dada as fortes incertezas, mas negativa quando as crises estão ausentes das economias em desenvolvimento e que, nesses casos, incentivar a poupança interna seriam políticas mais adequadas. Dessa forma, eles sugerem que a liberalização da conta de capital tem benefícios susceptíveis de dominar os seus custos quando o sistema financeiro da economia receptora é robusto.

4.2.2 Poupança externa não promove crescimento: visão crítica

O Brasil, assim como outros países latino-americanos, adota a política de crescimento com poupança externa, entendendo que, com a ausência de recursos internos que financiem o crescimento (déficits da poupança interna), os recursos externos fariam esse papel. Para a manutenção dessa estratégia de crescimento, os déficits em conta corrente devem ser perenes, para assim se fazer uso da poupança externa, e a taxa de câmbio real mantida apreciada. Esses quesitos são os principais pontos dessa linha crítica à medida que estes percebem que o influxo de poupança externa não resulta em elevação do investimento produtivo, mas sim em aumento do consumo e do endividamento externo. Desse modo, a proposição de contestação, que poderia centrar a visão crítica, é a de que “(...) uma alta taxa de substituição da poupança interna pela externa causa endividamento externo e implica a obrigação de remunerá-lo sem que haja um aumento correspondente e garantido aumento da capacidade produtiva do país?” (BRESSER-PEREIRA, 2007, p.5).

O Quadro 4.2 elenca a literatura empírica crítica à adoção deliberada de política de crescimento pautada na dependência da poupança externa. *A priori*, é possível notar a discordância dos resultados, ainda considerando as diferenças metodológicas e temporais de algumas pesquisas aqui presentes frente às do Quadro 4.1 no que tange a elencar os efeitos positivos e negativos (ou irrisórios) da poupança externa sobre o crescimento.

Rocha & Oreiro (2011) desenvolvem um modelo pós-keynesiano de crescimento para uma economia aberta cuja implicação central é de que a influência da poupança externa, ao acumular endividamento além de certo limite, tem impacto negativo sobre o nível de atividade econômica. O resultado do modelo dinâmico não linear desenvolvido pelos autores evidencia um mecanismo de transmissão potencial de restrições de longo prazo gerado pelo influxo de poupança externa sobre o crescimento. Dessa forma, no médio e longo prazos, o endividamento externo excessivo configuraria uma situação de estagnação econômica e não de crescimento, por atingir o equilíbrio em uma situação de baixa lucratividade e inexpressivo retorno do capital.

Em consenso argumentativo, Bresser-Pereira, Gonzalez & Lucinda (2008) expõem que recorrentes déficits em conta corrente, usados deliberadamente como meio de obtenção de poupança externa, juntamente com a abertura da conta capital, causam, além de endividamento externo, fragilidade financeira e crise de balanço de pagamentos. Isso seria consequência da decisão dos credores externos de suspenderem a rolagem dos créditos dos países altamente endividados.

Para Aurélio (1997), o uso da poupança externa, em substituição à poupança interna, resultaria em estímulos ao investimento apenas nos casos de países que estejam passando por momentos de crescimento econômico rápido e exacerbado. A razão para isso é que recursos externos alavancariam as oportunidades de investimentos já propícias

pelo momento econômico positivo no qual essas economias se encontrariam. Portanto, essa política só seria bem-sucedida em um caso especial e com redução da propensão a consumir dos agentes, situação não pertinente aos países latino-americanos.

Quadro 4.2 – Literatura Empírica: Efeitos da Poupança Externa sobre o PIB: visão crítica

Autoria	Países	Método	Período	Resultado(s)
Edwards (1995)	25 países	Dados em Painel	1970-1992	Inexpressivo grau de transmissão da poupança externa para o PIB
Aurélio (1997)	Brasil	VAR	1976-1996	A captação de recursos externos não é capaz de estimular os investimentos domésticos no LP isoladamente
Bresser-Pereira & Nakano (2003)	51 países	Taxa de Substituição SE com o PIB	1979-1998	A elevação em 1% da SE eleva o PIB em 0,005%
Bresser-Pereira (2007)	Brasil	Taxa de Substituição SI com SE	1994-1999 2000-2005	Se os recursos externos captados forem especulativos a taxa de substituição é nula
Bresser-Pereira, Gonzalez & Lucinda (2008)	12 Países emergentes da América Latina e Ásia	GMM; VAR e LOGIT-PROBIT	1990-2002	A política econômica de crescimento com poupança externa é ineficiente e ocasiona tendência à sobreapreciação da taxa de câmbio
Alves, Silva & Lopes (2011)	Brasil	Funções de Resposta a Impulso e Testes de Causalidade Granger	1994-2010	O investimento e o gasto público provocam déficits em conta corrente com vias a financiar o crescimento com poupança externa
Rocha & Oreiro (2011)	73 países	Painel Dinâmico	1980-2000	Efeitos negativos da poupança externa sobre o crescimento econômico de longo prazo

Em Bresser-Pereira & Nakano (2003), a centralidade da argumentação crítica à política de crescimento com poupança externa, chamada pelos autores de “política de conta corrente fraca”, baseia-se nos limites macroeconômicos ao endividamento externo. O estudo sugere a existência de um limite de déficit em conta corrente que determinado país pode suportar, visto que a um certo nível da relação dívida/PIB a solvência sofre restrições ligadas a impedimentos dos credores externos a novas dívidas, pois, mesmo com juros crescentes, são elevados os riscos de novos endividamentos para pagar as anteriores. Ademais, os autores alegam que os agentes internos também começam a exigir juros mais altos, e os investimentos produtivos se reduzem, afetando negativamente a estabilidade e o crescimento econômico. Por fim, os autores explicam que o entendimento dos formuladores da política de crescimento com poupança externa é que os efeitos negativos de longo prazo seriam arrefecidos dado que os déficits em conta corrente se equilibrariam.

No tocante à economia brasileira, Bresser-Pereira (2007) alega que o impacto de

apreciação na taxa de câmbio gera aumento subsequente nos salários reais e nas importações, e, dada a alta propensão a consumir, os agentes tenderão a consumir quase a totalidade de seus ganhos, e os capitalistas, mesmo com uma redução de seus lucros (pelo pagamento de maiores salários), não reduzirão seu consumo, gerando redução dos investimentos. Isso significa que o influxo de recursos externos será fortemente compensado pela redução da poupança interna decorrente do aumento do consumo e, portanto, não estimulará o crescimento econômico além do curto prazo.

Dessa forma, as premissas críticas baseiam-se na inexpressiva elevação do investimento interno no longo prazo, dado os efeitos apreciativos sobre a taxa de câmbio e a propensão a consumir dos agentes. Além disso, levaria à possibilidade de crise fiscal, haja vista os limites ao endividamento, e acarretaria distanciamento da estabilidade macroeconômica, com a possibilidade de crise de demanda interna e da dívida externa.

4.3 Análise econométrica

4.3.1 Metodologia

A metodologia empírica econométrica aplicada nesta pesquisa é o Modelo Autor-regressivo de Defasagem Distribuída (ARDL) aliado à cointegração, conforme referência dos trabalhos de [Pesaran & Shin\(1998\)](#) e [Pesaran, Shin & Smith\(2001\)](#). O procedimento destes autores é uma continuação pormenorizada dos modelos ADL clássicos, aplicados em séries temporais estacionárias, para o estudo de relações em nível com variáveis integradas de ordem 1, $I(1)$.

De acordo com [Johansen\(1991\)](#), [Phillips & Hansen\(1990\)](#) e [Engle & Granger \(1987\)](#), o método ARDL apresenta prerrogativas em relação aos testes de cointegração em variáveis não estacionárias e em relação aos modelos de vetores autorregressivos (VAR). [Pesaran, Shin & Smith\(2001\)](#) propõem um método de cointegração que pode abarcar um conjunto de variáveis cujas ordens de integração se diferem entre si, o que auxilia muito na utilização de dados puramente $I(0)$, puramente $I(1)$, ou com as duas ordens de integração. Ademais, [Pesaran & Shin\(1998\)](#) explicam que esse mesmo teste de cointegração nos modelos ARDL apreende as relações de longo prazo em amostras pequenas de dados de modo mais eficiente e, através de um critério de seleção previamente estabelecido, um nível ótimo de defasagens pode ser determinado para cada uma das variáveis do modelo ARDL. Esses diferenciais do método justificam a escolha dessa metodologia para a averiguação da ocorrência de déficits triplos para o Brasil.

O modelo ARDL é estimado na forma de vetores de correção de erros (ARDL-ECM), os quais verificam a existência de vetores de longo prazo. A partir disso, estimam-se os coeficientes de longo e curto prazo, assim como a velocidade de ajuste ao equilíbrio de longo prazo. Desse modo, o modelo estimado, na forma de correção de erros (ARDL-

ECM), origina-se da equação genérica do modelo ARDL e pode ser especificada a partir da primeira diferença, conforme está explicitado abaixo.

$$\Delta y_t = a_0 + a_1 \tau + \delta_1 y_{t-1} + \delta_2 x_{t-1} + \sum_{i=1}^{q_y-1} \theta_{1i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_x-1} \theta_{2i} \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4.1)$$

As variáveis indicam: Δ a diferença; α_0 e α_1 são termos de constante e tendência; δ são parâmetros de longo prazo; θ são parâmetros de curto prazo; e ε_t é o termo de erro, ou distúrbios do tipo ruído branco.

No teste de cointegração de [Pesaran, Shin & Smith\(2001\)](#), se faz um teste de significância do tipo do teste de Wald (teste F) para a observação da significância conjunta dos parâmetros de longo prazo. faz-se um teste de significância do tipo do teste de Wald (teste F) para a observação da significância conjunta dos parâmetros de longo prazo. Todavia, os valores críticos do teste Wald não possuem uma distribuição assintótica padrão para qualquer ordem de integração dos regressores quando a hipótese nula (H_0) é de não existência de cointegração. A fim de sanar este problema, [Pesaran, Shin & Smith\(2001\)](#) fornecem uma banda de valores críticos em que a banda superior equivale à hipótese de que todas as variáveis são I (1), e o nível inferior determina que as variáveis do modelo ARDL são estacionárias. A utilização (ou não) de intercepto e tendência são hipóteses também consideradas, por isso da completude do modelo.

A estatística-F do teste Wald é comparada com a banda de valores críticos que foi determinada. A hipótese nula (H_0) é de não existência de vetores de cointegração $H_0 = \delta_1 = \delta_2 = 0$ e a hipótese alternativa (H_1) é de existência de relação de longo prazo entre as variáveis do modelo $H_1 = \delta_1 \neq \delta_2 \neq 0$. Com isso, entende-se que a hipótese nula não é rejeitada se a estatística-F do teste Wald ficar abaixo da banda inferior de valores críticos, mas, acima da banda superior, a hipótese nula é rejeitada. Será preciso conhecer a ordem de integração das variáveis no caso da estatística F ficar dentro do intervalo dos valores críticos. A partir dessa metodologia apresentada, estimamos as equações do modelo.

4.3.2 Dados

As variáveis utilizadas na estimação dos modelos ARDL para a captação das ingerências dos fluxos de recursos externos sobre o crescimento da economia brasileira possuem periodicidade trimestral (1999:Q4 a 2017:Q4) e estão definidas como se segue:

- r_t = Taxa de Juros – over-Selic (% diária) (valor de final de trimestre) – Fonte: Banco Central do Brasil;
- e_t = Log do Índice da Taxa de Câmbio Real (valor de final de trimestre, dessazonalizado) – Fonte: BIS;

- π_t = Log do Índice IPCA (Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo) (valor de final de trimestre, dessazonalizado) – Fonte: IBGE;
- y_t = Log do Índice do Produto Interno Bruto (PIB) com ajuste sazonal – Fonte: IBGE;
- I_t = Log do Índice da Formação Bruta de Capital Fixo (*proxy* do Investimento) com ajuste sazonal (fim de período) – Fonte: IBGE;
- si_t = Índice da Poupança Interna (NFSP + Poupança privada) (R\$ milhões) (deflacionado pelo IPCA e dessazonalizado) – Fonte: IBGE ;
- siD_t = Série exatamente idêntica à si_t todavia foram diluídos R\$ 115 bi relativos as pedaladas fiscais do Governo Dilma Rousseff no período de 2013:Q3 a 2015:Q4;
- se_t = Poupança Externa (Transações Correntes – R\$ milhões) (transformado para base 100, deflacionado pelo IPCA e dessazonalizado) – Fonte: IBGE;
- idp_t = Investimento Direto no País (saldo – R\$ milhões) (transformado para base 100, deflacionado pelo IPCA e dessazonalizado) – Fonte: Banco Central do Brasil.

As variáveis macroeconômicas em número-índice foram modificadas para logaritmo natural a fim de que os resultados possam ser lidos em variações percentuais. Cabe destacar que, de acordo com a própria fonte de dados BIS, um aumento no índice da taxa de câmbio real indica apreciação. Como no Brasil o entendimento é de que uma elevação do índice se refere a uma depreciação, foi feita uma inversão simples da taxa (1/BIS).

Ademais, a série para o índice de Poupança Interna foi obtida com a soma da (NFSP + PP) Necessidade de Financiamento do Setor Público (NFSP = Resultado Primário do setor público – sem desvalorização cambial – acum. 12 meses - R\$ (milhões) – Fonte: Banco Central do Brasil) com a Poupança Privada (PP: formada pela equação: (S-I)/PIB. Sendo S a poupança nacional bruta, trimestral (R\$ mi – ref. 2010) e I o Investimento, representada por sua *proxy*: formação bruta de capital fixo, trimestral (R\$ mi – ref. 2010), ambas disponibilizadas pelo Banco Central do Brasil. As séries foram subtraídas e seu resultado foi posteriormente dividido pelo PIB, série histórica, trimestral, valores correntes (R\$ mi), disponível no IBGE.

Enquanto que a série (se_t = Poupança Externa) se refere às Transações correntes US\$ (milhões), convertida em R\$ via taxa de câmbio – R\$/US\$ – comercial – venda – média – Fonte: Banco Central do Brasil. A mesma fora transformada em base 100 a partir do maior valor da série, posteriormente deflacionada pelo IPCA e, por fim, dessazonalizada.

4.3.3 Modelo

Para a análise da relação da política de crescimento com poupança externa estimaremos seis modelos ARDL, os quais testaram as relações entre o influxo de recursos externos sobre o crescimento econômico brasileiro. Os modelos buscam verificar a influência da poupança externa (*se*) e interna (*si*) sobre o produto, utilizando importantes variáveis macroeconômicas como controle, tais como a taxa de câmbio, o nível de investimento, a taxa de juros SELIC e a taxa de inflação do IPCA.

Dessa forma, o impacto da poupança externa sobre a economia brasileira pode ser testado adequadamente. A escolha das variáveis, bem como a especificação das equações de cada modelo estão em linhas com trabalhos empíricos correlatos, a saber: [Feldstein & Horioka\(1980\)](#); [Bresser-Pereira & Nakano\(2003\)](#); [Alves, Silva & Lopes\(2011\)](#); e [Rocha & Oreiro\(2011\)](#). Os modelos estão descritos a seguir:

Modelo 1:

$$\begin{aligned} \Delta y_t = & a_0 + a_1\tau + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 se_{t-1} + \beta_3 e_{t-1} + \beta_4 \pi_{t-1} + \beta_5 r_{t-1} + \sum_{i=1}^{q_y-1} \beta_{6i} \Delta y_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^{q_{se}-1} \beta_{7i} \Delta se_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_e-1} \beta_{8i} \Delta e_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_\pi-1} \beta_{9i} \Delta \pi_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_r-1} \beta_{10i} \Delta r_{t-i} + u_t \end{aligned} \quad (4.2)$$

Modelo 2:

$$\begin{aligned} \Delta y_t = & a_0 + a_1\tau + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 se_{t-1} + \beta_3 e_{t-1} + \beta_4 \pi_{t-1} + \beta_5 r_{t-1} + \beta_6 l_{t-1} \\ & + \beta_7 si_{t-1} + \sum_{i=1}^{q_y-1} \beta_{8i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_{se}-1} \beta_{9i} \Delta se_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_e-1} \beta_{10i} \Delta e_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^{q_\pi-1} \beta_{11i} \Delta \pi_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_r-1} \beta_{12i} \Delta r_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_I-1} \beta_{13i} \Delta I_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_{si}-1} \beta_{14i} \Delta si_{t-i} + u_t \end{aligned} \quad (4.3)$$

Modelo 3:

$$\begin{aligned} \Delta y_t = & a_0 + a_1\tau + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 se_{t-1} + \beta_3 e_{t-1} + \beta_4 \pi_{t-1} + \beta_5 r_{t-1} + \beta_6 l_{t-1} \\ & + \beta_7 siD_{t-1} + \sum_{i=1}^{q_y-1} \beta_{8i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_{se}-1} \beta_{9i} \Delta se_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_e-1} \beta_{10i} \Delta e_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^{q_\pi-1} \beta_{11i} \Delta \pi_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_r-1} \beta_{12i} \Delta r_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_I-1} \beta_{13i} \Delta I_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_{siD}-1} \beta_{14i} \Delta siD_{t-i} + u_t \end{aligned} \quad (4.4)$$

Modelo 4:

$$\begin{aligned} \Delta y_t = & a_0 + a_1\tau + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 idp_{t-1} + \beta_3 e_{t-1} + \beta_4 \pi_{t-1} + \beta_5 r_{t-1} + \sum_{i=1}^{q_y-1} \beta_{6i} \Delta y_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^{q_{idp}-1} \beta_{7i} \Delta idp_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_e-1} \beta_{8i} \Delta e_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_\pi-1} \beta_{9i} \Delta \pi_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_r-1} \beta_{10i} \Delta r_{t-i} + u_t \end{aligned} \quad (4.5)$$

Modelo 5:

$$\begin{aligned}
 \Delta y_t = & a_0 + a_1\tau + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 idp_{t-1} + \beta_3 e_{t-1} + \beta_4 \pi_{t-1} + \beta_5 r_{t-1} + \beta_6 l_{t-1} \\
 & + \beta_7 si_{t-1} + \sum_{i=1}^{q_y-1} \beta_{8i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_{idp}-1} \beta_{9i} \Delta idp_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_e-1} \beta_{10i} \Delta e_{t-i} \\
 & + \sum_{i=0}^{q_\pi-1} \beta_{11i} \Delta \pi_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_r-1} \beta_{12i} \Delta r_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_I-1} \beta_{13i} \Delta I_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_{si}-1} \beta_{14i} \Delta si_{t-i} + u_t
 \end{aligned} \tag{4.6}$$

Modelo 6:

$$\begin{aligned}
 \Delta y_t = & a_0 + a_1\tau + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 idp_{t-1} + \beta_3 e_{t-1} + \beta_4 \pi_{t-1} + \beta_5 r_{t-1} + \beta_6 l_{t-1} \\
 & + \beta_7 siD_{t-1} + \sum_{i=1}^{q_y-1} \beta_{8i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_{idp}-1} \beta_{9i} \Delta idp_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_e-1} \beta_{10i} \Delta e_{t-i} \\
 & + \sum_{i=0}^{q_\pi-1} \beta_{11i} \Delta \pi_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_r-1} \beta_{12i} \Delta r_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_I-1} \beta_{13i} \Delta I_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_{si}-1} \beta_{14i} \Delta siD_{t-i} + u_t
 \end{aligned} \tag{4.7}$$

Em que a_0 e a_1 são termos constante e tendência; β são parâmetros do modelo; e u_t se refere ao termo de erro.

As variáveis utilizadas possuem periodicidade trimestral (1999:Q4 a 2017:Q4) e estão definidas conforme se segue: si_t = poupança interna; se_t = poupança externa; idp_t = investimento direto no país; y_t = log do índice do PIB; r_t = taxa de juros SELIC; e_t = log da taxa de câmbio real; I_t = log do índice da Formação Bruta de Capital Fixo (*proxy* do Investimento); e π_t = log do IPCA.

4.4 Resultados da análise empírica

4.4.1 Testes de raiz unitária

Conforme já enfatizado, se as estatísticas do teste de cointegração ficarem entre os valores críticos calculados por [Pesaran, Shin & Smith\(2001\)](#), é necessário conhecer a ordem de integração das variáveis para a rejeição da hipótese nula. Desse modo, foram realizados quatro testes de raiz unitária: Augmented Dickey Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP), Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) e o Teste de Dickey-Fuller modificado pela estimação por mínimos quadrados generalizados (DF-GLS)². OS resultados são apresentados na Tabela 4.1.

² Para maiores detalhes de cada teste de raiz unitária ver [Elliott et al.\(1996\)](#), [Kwiatkowski et al.\(1992\)](#), [Dickey & Fuller\(1979\)](#) e [Phillips & Perron\(1988\)](#).

Tabela 4.1 – Testes de Raiz Unitária (1999:Q4 a 2017:Q4) – Poupança Externa e PIB

Variáveis	ADF	DF-GLS	PP	KPSS	Classificação
<i>y</i>	-1.5	-0.83	-1.37	1.15*	I(1)
<i>e</i>	-1.89	-1.52	-1.96	0.24**	I(0)
<i>r</i>	-2.28	-0.67**	-1.66	0.80**	I(1)
π	-0.45	-0.81**	-0.73	1.19*	I(1)
<i>I</i>	-1.33	-0.36	-1.27	0.94	I(1)
<i>se</i>	-2.22	-2.21	-2.85	0.23**	I(0)
<i>idp</i>	-2,61	-1,58	-3,56	0,92*	I(1)
<i>si</i>	-0.05	-0.04	-0.33	0.58**	I(1)
<i>siD</i>	-0.07	-0.05	-0.34	0.59**	I(1)

ADF, DF-GLS e PP: H_0 = série com raiz unitária (não estacionária: I(1));

KPSS: H_0 = Série Estacionária;

* e ** denota rejeição da hipótese nula a 1% e 5% de nível de significância, respectivamente.

Todos os testes de raiz unitária citados indicam que as séries temporais utilizadas na estimação dos modelos ARDL são integradas de ordem 1 ao nível de 1% de significância estatística. Isso significa que as séries não são estacionárias. A única exceção é o teste KPSS, cuja hipótese nula é de que as séries são estacionárias, portanto integradas de ordem 0. Conforme a Tabela 4.1, das séries de dados definidas nesta pesquisa temos sete variáveis integradas de ordem 1 (não estacionárias), enquanto que duas séries, a taxa de câmbio (*e*) e poupança externa (*se*), se classificaram como integradas de ordem zero (estacionárias).

4.4.2 Estimações dos modelos ARDL

A realização dos testes de raiz unitária permite observar que as variáveis selecionadas se apresentam na forma de um mix de ordem de integração. Tal fato revela consonância com os preceitos para a realização dos modelos ARDL, que abarca um conjunto de variáveis cujas ordens de integração se diferem entre si. Dessa forma, seguindo a estimação dos modelos ARDL, o passo seguinte é a definição das defasagens de cada modelo. Utilizando o Critério de Akaike, com quatro defasagens (*lags*), o modelo 1 é definido como ARDL (3, 0, 4, 3, 1), o modelo 2 como ARDL (1, 0, 2, 0, 1, 2, 1), o modelo 3 ARDL (1, 0, 2, 0, 1, 2, 1), o modelo 4 ARDL (3, 1, 4, 0, 1), o modelo 5 ARDL (1, 0, 4, 0, 1, 2, 1) e, por fim, o modelo 6 ARDL (1, 0, 2, 0, 1, 2, 1), tal como descrito na Tabela 4.2 abaixo.

Destaca-se que as defasagens do modelo 3 são idênticas à do modelo que o antecede (modelo 2), e o mesmo efeito ocorre no modelo 6 em relação ao 5. Isso acontece devido à similaridade das variáveis utilizadas na estimação desses pares de modelos. Há apenas uma variável que diferencia o modelo 3 do 2, e o modelo 6 do 5, que é a variável “*siD_t*”, esta série se refere à Poupança Interna brasileira com os valores monetários das “pedaladas fiscais” que ocorreram no governo Dilma Rousseff diluídos nos anos de seu governo.

A Tabela 4.2 apresenta também o resultado de um teste de diagnóstico, o teste LM Breusch-Godfrey, que indica se há ou não correlação serial nos resíduos. Sua hipótese nula é de ausência de correlação serial, e os resultados estimados apontam ausência de autocorrelação nos seis modelos estimados.

Tabela 4.2 – Modelos ARDL: Defasagens e Teste de Correlação Serial – Poupança Externa e PIB

Modelo	ARDL defasagens	Teste LM de Autocorrelação (Prob.)
Modelo 1	(3, 0,4,3,1)	0,23 (0,98)
Modelo 2	(1, 0, 2, 0, 1, 2, 1)	0,31 (0,73)
Modelo 3	(1, 0, 2, 0, 1, 2, 1)	0,24 (0,79)
Modelo 4	(3, 1, 4, 0, 1)	0,55 (0,55)
Modelo 5	(1, 0, 4, 0, 1, 2, 1)	0,69 (0,94)
Modelo 6	(1, 0, 2, 0, 1, 2, 1)	0,17 (0,83)

Teste LM Breusch-Godfrey: H_0 = Ausência de Correlação Serial.

Definidas as defasagens do modelo e confirmada a ausência de autocorrelação, o passo seguinte é a verificação da existência de vetores de cointegração entre as variáveis de cada modelo. A Tabela 8 apresenta os resultados do teste Wald. A hipótese nula de ausência de vetores de cointegração entre as variáveis do modelo é rejeitada ao nível de 10% e 5% de significância estatística nos modelos. Os valores da segunda coluna da Tabela 4.3 excedem a banda superior de valores críticos calculados por Pesaran, Shin & Smith (2001).

Tabela 4.3 – Teste de Cointegração – Poupança Externa e PIB

Modelo	Estatística F	Valores Críticos				Cointegração
		Limite I(0) ¹		Limite I(1) ¹		
		10%	5%	10%	5%	
Modelo 1	6,82	2.45	2.86	3.52	4.01	Sim
Modelo 2	5,20	2.12	2.45	3.23	3.61	Sim
Modelo 3	5,13	2.12	2.45	3.23	3.61	Sim
Modelo 4	6.48	2.45	2.86	3.52	4.01	Sim
Modelo 5	4.32	2.12	2.45	3.23	3.61	Sim
Modelo 6	5.09	2.12	2.45	3.23	3.61	Sim

¹ Pesaran, Shin & Smith (2001) – com constante e tendência;

H_0 = Ausência de Vetores de Cointegração.

Os resultados dos testes de cointegração apresentados na Tabela 4.3 são de grande importância nos modelos ARDL. Na literatura são chamados “*bounds test*” e sua relevância se encontra em poder confirmar a existência de cointegração entre as variáveis dos modelos estimados. Isto significa, nesta pesquisa, que se confirma a existência dos vetores de cointegração nos seis modelos estimados, ou seja, as variáveis elencadas têm relações entre si no longo prazo. Desse modo, os resultados corroboram, na presente pes-

quisa, o fato de as transações correntes, o saldo de investimento direto de recursos no país, a poupança interna, bem como a taxa de câmbio, de juros e a inflação, em conjunto, inter-relacionarem-se com o produto da economia no longo prazo.

Procedendo com a análise empírica, após a verificação da existência de cointegração entre as variáveis dos modelos, pode-se estimar os coeficientes dessa relação de longo prazo. A Tabela 9 apresenta os valores desses coeficientes de longo prazo para cada modelo.

Tabela 4.4 – Coeficientes de Longo Prazo – Poupança Externa e PIB

Modelos ARDL	Modelo 1 (3,0,4,3,1)	Modelo 2 (1,0,2,0,1,2,1)	Modelo 3 (1,0,2,0,1,2,1)	Modelo 4 (3,1,4,0,1)	Modelo 5 (1,0,4,0,1,2,1)	Modelo 6 (1,0,2,0,1,2,1)
Variáveis	Coeficiente [Prob.]	Coeficiente [Prob.]	Coeficiente [Prob.]	Coeficiente [Prob.]	Coeficiente [Prob.]	Coeficiente [Prob.]
se_t	-0,01 [0,14]	-0,00 [0,14]	0,00 [0,11]	–	–	–
si_t	–	-0,00 [0,69]	–	–	0,00 [0,72]	–
siD_t	–	–	-0,00 [0,48]	–	–	-0,00 [0,97]
idp_t	–	–	–	-0,00 [0,36]	0,00 [0,16]	0,00 [0,16]
e_t	0,25 [0,08]	0,06 [0,00]	0,06 [0,00]	0,08 [0,71]	0,03 [0,09]	0,05 [0,00]
π_t	-0,05 [0,81]	0,19 [0,00]	0,18 [0,00]	-0,02 [0,92]	0,20 [0,00]	-0,20 [0,00]
r_t	-0,03 [0,04]	-0,02 [0,01]	-0,00 [0,01]	-0,03 [0,13]	-0,00 [0,00]	-0,00 [0,00]
I_t	–	0,34 [0,00]	0,35 [0,00]	–	0,31 [0,00]	0,30 [0,00]
constante	4,81 [0,02]	1,49 [0,00]	1,54 [0,00]	5,48 [0,08]	1,64 [0,00]	1,63 [0,00]

A primeira coluna da Tabela 4.4 mostra que, no modelo 1, os coeficientes estatisticamente significativos são referentes à taxa de câmbio (a 10% de significância) e à taxa de juros SELIC (a 5% de significância), que apresenta coeficiente negativo de 0,03, o que indica que uma elevação na SELIC repercute sobre o PIB, arrefecendo-o em 3%. A variável relevante do modelo 1 é a Poupança Externa (SE), que não se apresentou estatisticamente significativa, e seu sinal foi negativo, o que sugere que a poupança externa, nesse modelo, não se relaciona com o PIB no longo prazo.

Já para o modelo 2, os coeficientes são significativos para todas as variáveis macroeconômicas de ajuste do modelo, a saber: taxa de câmbio, inflação IPCA, taxa de juros SELIC e a proxy do investimento FBCF, o que indica que essas variáveis afetam o PIB no longo prazo e corroboram a realidade prática da conjuntura econômica. As poupanças interna e externa (SE e SI) não se apresentaram estatisticamente significativas no longo prazo. Ademais, o modelo 3 apresenta resultados semelhantes ao do modelo 2, o que era esperado, dado à similaridade dos dois modelos, com impacto estatísticos das variáveis de controle e ausência de relações estatísticas significativas para a poupança externa e poupança interna, com o “efeito Dilma” diluído.

A Tabela 4.4 também mostra as variáveis estatisticamente significativas que afetam o Investimento Direto no País (modelos 4, 5 e 6), em substituição à SE – Poupança Externa

do Brasil – do trio de modelos que os antecedeu (1, 2 e 3). A série de Investimento Direto no País (IDP), relativa à poupança externa aplicada no Brasil, não se apresentou estatisticamente significativa no longo prazo em nenhum dos modelos que a utilizou para explicar as flutuações no PIB brasileiro.

Os resultados apresentados na Tabela 4.4 pertinentes à nulidade de significância estatística nos coeficientes de longo prazo das principais variáveis da pesquisa, que são as transações correntes (SE) e os investimentos no país (IDP), revelam indícios que corroboram as argumentações apresentadas pela visão crítica frente à política de crescimento com poupança externa. Como já mencionado, esses argumentos se baseiam na inexpressiva elevação do investimento interno no longo prazo, dado os efeitos apreciativos sobre a taxa de câmbio, além do distanciamento da estabilidade macroeconômica, com a possibilidade de crise de demanda interna e da dívida externa. Dessa forma, os resultados da Tabela 4.4 se distanciam dos preceitos da visão convencional, de que a política de déficits recorrentes nas transações correntes, como meio de auferir poupança externa, levaria à melhoria na eficiência da alocação de recursos, estimulando o crescimento econômico de longo prazo.

A relação de longo prazo detectada nas estimações não isenta os modelos estimados de serem acometidos por choques de curto prazo. No entanto, para que a relação de cointegração seja sempre mantida, há que se ter um mecanismo de correção desses choques para se retornar à dinâmica de longo prazo. Essa é justamente a função do Mecanismo de Correção de Erros.

Seguindo com a análise empírica, são estimados os seis modelos na forma de vetores de correção de erros (ARDL- ECM) para a obtenção dos coeficientes de ajustamento de curto prazo. A Tabela 10 apresenta os resultados dos vetores de correção dos erros para cada modelo. Cabe destacar que os coeficientes de correção de erros (ECM) estimados se apresentaram estatisticamente significantes a 1%, como indica o p-valor entre colchetes na quarta coluna.

Tabela 4.5 – Correção dos erros – Poupança Externa e PIB

Modelo ARDL	Defasagens	ECM(-1)	[Prob.]
Modelo 1	(3, 0, 4, 3, 1)	-0,08	[0,00]
Modelo 2	(1, 0, 2, 0, 1, 2, 1)	-0,51	[0,00]
Modelo 3	(1, 0, 2, 0, 1, 2, 1)	-0,50	[0,00]
Modelo 4	(3, 1, 4, 0, 1)	-0,38	[0,00]
Modelo 5	(1, 0, 4, 0, 1, 2, 1)	-0,46	[0,00]
Modelo 6	(1, 0, 2, 0, 1, 2, 1)	-0,51	[0,00]
Média do ECM		0,40	

No modelo 1, segundo a Tabela 4.5, o coeficiente da equação de correção de erros (ECM) de -0,08 é estatisticamente significativo, sugerindo que 8% do desvio da trajetória

de longo prazo do sistema estimado são corrigidos pelos seus ajustamentos de curto prazo no trimestre seguinte. Este é o menor deles, visto que os modelos 2 e 3 apresentam coeficientes de 0,51 e 0,50, o que implica que 50% e 51%, respectivamente, do desvio da trajetória de longo prazo dos sistemas estimados são corrigidos pelos seus ajustamentos de curto prazo no trimestre seguinte. Além disso, esses mesmos desvios representam 38%, 46% e 51% nos modelos 4, 5 e 6, conforme indicado na terceira coluna da Tabela 4.5.

Esses resultados da Tabela 4.5 são bastante interessantes, principalmente quando aplicados à dinâmica da política de crescimento com poupança externa, tema central deste trabalho. Como já vimos, não existe uma relação de longo prazo consistente estatisticamente entre a poupança externa e o crescimento em 6 modelos. Todavia, não exclui a possibilidade e, inclusive, comprova a existência de choques de curto prazo, conforme atenta os ECM. Inclusive, os resultados estatisticamente significativos desses choques revelam mais um ponto de consonância com a visão crítica que apregoa a existência de impacto da poupança externa sobre o crescimento no curto prazo, quando não se atingem os limites ao endividamento.

Ainda na discussão sobre o curto prazo, avaliando o impacto mais imediato do influxo de recursos externos, a Tabela 4.6 apresenta as variáveis significativas no curto prazo. A segunda coluna apresenta apenas as variáveis significativas a 5% de cada modelo, por exemplo, no modelo 1, o PIB defasado em dois períodos, a poupança externa e câmbio real e defasado em três períodos são significativos em explicar o produto da economia no curto prazo.

Tabela 4.6 – Coeficientes de Curto Prazo – Poupança Externa e PIB

Modelo ARDL	Variáveis significativas a 5%	Comportamento da SE e IDP (Coeficiente [Prob.])
Modelo 1	$y_{-2}; se_t; e_t; e_{-3}$	SE -0,00 [0,01]
Modelo 2	$e_t; \pi_t; I_t; I_{-1}$	SE -0,25 [0,12]
Modelo 3	$y_{-1}; e_t; \pi_t; e_{-1}; I_{-1}; I_{-2}$	SE -0,03 [0,54]
Modelo 4	$y_{-1}; y_{-2}; y_{-3}; e_t; e_{-1}$	IDP -0,09 [0,80]
Modelo 5	$y_{-1}; e_t; \pi_t; e_{-1}; I_t; I_{-1}; I_{-2}$	IDP -0,00 [0,16]
Modelo 6	$e_t; \pi_t; I_t; I_{-1}$	IDP 0,00 [0,14]

A terceira coluna da Tabela 4.6 destaca o comportamento dos coeficientes de curto prazo das Transações Correntes, ou poupança externa (SE) e do Investimento Direto no País (IDP), ambas fundamentais na sustentabilidade de cada modelo. Faz-se mister apresentar que apenas no modelo 1 a SE é relevante a 1% estatisticamente, não sendo mais a SE e o IDP significantes estatisticamente no curto prazo em nenhum dos demais modelos. Destaque aqui para o sinal nos coeficientes, que revela uma relação negativa sobre o PIB e não positiva conforme defendem os teóricos.

Os resultados das Tabela 4.5 e 4.6 compilados são condizentes com o que era esperado a priori pela visão crítica de que a SE poderia sim repercutir sobre o PIB, no

curto prazo, ainda que de forma inexpressiva.

4.4.3 Testes de estabilidade dos coeficientes da regressão

Os testes descritos por [Brown, Durbin & Evans\(1975\)](#) são os de Soma Cumulativa dos Resíduos Recursivos (CUSUM) e Soma Cumulativa dos Quadrados dos Resíduos Recursivos (CUSUMQ), asendo que ambos são adequados para testar a estabilidade dos coeficientes das regressões e foram realizados para os seis modelos estimados. Esses dois testes são reportados em forma gráfica e estão explicitados aos pares por modelo na [Figura A.2](#) do Apêndice A.

As linhas pontilhadas apresentam a banda de valores críticos, calculados a 5% de significância estatística, cuja hipótese nula é de estabilidade dos coeficientes. Dessa forma, o ideal, para não se rejeitar a hipótese nula e, portanto, atestar a estabilidade dos parâmetros estimados, é que a linha contínua fique dentro dos limites das bandas pontilhadas.

Os Gráficos de todos os modelos mostram que os valores críticos de CUSUM e CUSUMQ estão dentro da banda de valores críticos, calculados a 5% de significância estatística. O teste CUSUM do Modelo 4 revela que o limite superior fica próximo a seu limite, extrapolando-o levemente no final do período. Essa pequena instabilidade é corrigida quando se aumenta o número de defasagens desse modelo, de 4 para 5 defasagens. Assim, pode se dizer que a hipótese nula de estabilidade dos coeficientes não é rejeitada para nenhum dos testes realizados. Isso indica estabilidade dos parâmetros dos modelos estimados.

4.5 Conclusão

O déficit na conta corrente é fomentado estrategicamente como meio de política de crescimento econômico do país visando a utilização da poupança externa com via de estímulo ao investimento e, por conseguinte, geração de crescimento econômico. Essa política é apoiada pela teoria econômica convencional, todavia não é amplamente aceita. As premissas críticas baseiam-se fundamentalmente na inexpressiva elevação do investimento interno, dado que os efeitos apreciativos sobre a taxa de câmbio e a propensão a consumir dos agentes poderiam ocasionar crise fiscal. Ademais, essa política seria improdutiva, dado os limites ao endividamento e distanciamento da estabilidade macroeconômica, com a possibilidade de crise de demanda interna e da dívida externa, além de desequilíbrios na balança comercial.

A partir desse contexto, o que se investigou empiricamente neste ensaio é se a política de crescimento com poupança externa consegue suprir o déficit na poupança interna brasileira e elevar o seu nível de atividade e, a partir dos resultados, enquadrar a

relatividade brasileira em uma das visões dispostas na literatura. Para atingir tal objetivo, foi utilizado o Modelo Autorregressivos de Defasagens Distribuídas (ARDL), para dados trimestrais, a partir do último trimestre de 1999 até o final de 2017. Esse método foi escolhido pela possibilidade de testar a existência de cointegração entre as variáveis do modelo e, principalmente, por apresentar uma dinâmica de curto e longo prazo de cada sistema estimado, dando-nos a possibilidade de testar empiricamente as duas óticas teóricas vigentes.

As variáveis utilizadas para os testes empíricos baseiam-se prioritariamente no déficit da poupança interna brasileira (SI), no influxo de recursos externos, considerando a poupança externa do Brasil (déficits em transações correntes) e a poupança externa aplicada no Brasil (IDP – Investimentos Diretos no País) e, por fim no PIB brasileiro. Além disso, como variáveis de controle dos modelos empíricos, em consonância com a literatura econômica, utilizamos a taxa de juros Selic; a inflação IPCA; a FBCF, como *proxy* do investimento; e a taxa de câmbio.

Dos resultados empíricos de seis equações estimadas, tendo todas elas o produto da economia como variável independente, destacam-se o comportamento dos coeficientes de curto prazo das transações correntes, chamada poupança externa (SE), e do Investimento Direto no País (IDP) como relevante a 1% estatisticamente, em apenas um dos modelos estimados, não sendo mais a SE e o IPD significantes estatisticamente no curto prazo em nenhum dos demais modelos. Ênfase aqui para o sinal nos coeficientes, que se apresentou negativo em todas as estimações, indicando uma relação oposta de determinação sobre o PIB e não positiva conforme defendem os teóricos clássicos.

Ademais, a nulidade de significância estatística nos coeficientes de longo prazo das transações correntes (SE) e dos investimentos diretos no país (IDP) revelam indícios que corroboram os argumentos apresentados pela visão crítica frente à política de crescimento com poupança externa. A centralidade argumentativa da visão crítica se baseia na ausência de estímulos ao investimento interno no longo prazo, dado que os efeitos apreciativos sobre a taxa de câmbio tendem a elevar o consumo internamente e não estimulam o incremento de capacidade produtiva, gerando distanciamento da estabilidade macroeconômica, com a possibilidade de crise de demanda interna e de balança de pagamentos.

Capítulo 5

Um Índice de Condições Monetárias Amplo para o Brasil

Resumo

O objetivo deste estudo é mensurar um Índice de Condições Monetárias (ICM) amplo para o Brasil que apresente a relação vigente entre o produto da economia, a taxa de juros, a taxa de câmbio e o resultado fiscal do governo. O estudo aplica o método ARDL para estimar os pesos/coeficientes das variáveis no ICM amplo para o Brasil no período 2002:Q4 a 2018:Q1. O resultado indica um peso maior do canal de transmissão da taxa de juros seguido pelo canal da taxa de câmbio e, por último, pelo canal do resultado fiscal, implicação esta, que coloca em primazia o canal da taxa de juros na determinação do nível de produto no Brasil. O índice de condições monetárias amplo obtido traça razoavelmente bem a direção de política monetária para o período estudado, portanto, pode servir como um indicador adequado da orientação adotada pela autoridade monetária.

Palavras-Chave: Política Monetária, Condições Monetárias, Canais de Transmissão, Cointegração

Classificação JEL: C33, E52, E58

Abstract

The purpose of this essay is to measure a broad Monetary Conditions Index (MCI) applied to the Brazilian case, which presents the current relationship between the product of the economy, the interest rate and the exchange rate and the fiscal result of the government. The study applies an ARDL cointegration limits test approach to estimate the weights/coefficients of variables in the broad ICM for Brazil in the period 2002:Q4 to 2018:Q1. The result indicates a greater weight to the interest rate channel, followed by the exchange rate channel and, finally, by the channel of the fiscal result, implication this, which puts in priority the interest rate channel in determining the level of production in Brazil. The broad index of monetary conditions obtained reasonably well traces the policy direction of the Central Bank of Brazil (BCB) for the period studied, so it can serve as an adequate indicator of the BCB's monetary policy stance.

Keywords: Monetary Policy, Monetary Conditions, Monetary Transmission, Cointegration

JEL Classification: C33, E52, E58

5.1 Introdução

A orientação da política monetária e seu processo de transmissão para o produto são objetos de investigação perene na ciência econômica. As autoridades monetárias enfrentam a dificuldade de perseguir múltiplos e, por vezes, conflitantes objetivos haja vista a responsabilidade de assegurar preços e estabilidade financeira, bem como instigar o crescimento econômico. Ademais, em economias emergentes como a brasileira, outras questões se colocam como fundamentais e desejáveis, como a manutenção do nível de reservas externas, taxa de câmbio estável, bem como a obtenção do saldo positivo da conta corrente e resultado fiscal superavitário. A obtenção desses resultados são fatores que dificultam sobremaneira o processo de decisão da autoridade monetária.

Nesse contexto, o Banco Central do Canadá criou, nos anos 1980, um indicador capaz de avaliar e orientar a política monetária, chamado de Índice de Condições Monetárias (ICM), a partir de uma determinada função de reação, também conhecida como Regra de Taylor, cuja especificação apresentava a relação vigente entre o produto da economia, a taxa de juros e a taxa de câmbio (cujos choques impactam sobre a demanda agregada). Outros países replicaram a mensuração desse indicador com objetivo análogo ao canadense de verificar a importância e magnitude dos canais de transmissão da política monetária sobre o lado real da economia e, com essa informação, poder guiar e/ou direcionar os rumos da política monetária de seus países. Todavia, a mensuração das condições monetárias de diferentes países sofre alterações de acordo com a abordagem metodológica utilizada.

Certamente, essa discussão não é menos importante para o caso brasileiro, uma vez que indicadores que possibilitem uma medida de análise e orientação da política monetária se fazem fundamentais por si só em economias em desenvolvimento. Desse modo, o que se almeja neste estudo é construir um Índice de Condições Monetárias (ICM) amplo aplicável ao caso brasileiro, que, além de apresentar relação vigente entre o produto da economia, a taxa de juros e a taxa de câmbio, verifique também o canal de transmissão do resultado fiscal do Governo.

Desse modo, a hipótese que se pretende testar é se a autoridade monetária adota uma postura rígida de conduta quando há alteração da trajetória dos preços, do câmbio e do desempenho das contas públicas do Brasil. Para tal, o estudo utiliza o Modelo Autorregressivo de Defasagens Distribuídas (ARDL) para estimar os pesos/coeficientes das variáveis no ICM amplo para o Brasil no período 2002:Q4 a 2018:Q1.

Ao calcular um ICM, cujo indicativo principal é nortear a tomada de decisões em relação à política monetária, e ampliá-lo ao relacionar com o resultado fiscal do Governo, pretende-se abordar que o desempenho fiscal pode exacerbar ou não as decisões tomadas pela autoridade monetária e rebater na fragilização do crescimento econômico de longo prazo do país. Nesse quesito, esta pesquisa procura cobrir essa lacuna na literatura ao

relacionar um indicador de política monetária com uma variável fiscal de setor público para a economia brasileira no período recente.

A pesquisa é dividida em quatro seções, além desta breve introdução, sendo que a seguinte abarca a revisão de literatura acerca das distintas abordagens utilizadas para o cálculo do Índice de Condições Monetária, para economias com diferentes níveis de desenvolvimento. Além disso, nessa seção também será feito um levantamento da literatura empírica nacional e internacional correlata. A terceira seção apresenta a mensuração empírica dos coeficientes do ICM, via teste de cointegração do modelo ARDL. A quarta seção tratará do ICM amplo brasileiro e as orientações de política que podem ser destacadas por meio dele. Por fim, são apresentados os comentários conclusivos.

5.2 Revisão de literatura

Considerando as interligações entre mercado monetário e o mercado cambial, o Banco do Canadá foi a instituição pioneira na construção do ICM na década de 1980. A especificação inicial do ICM pelo Banco do Canadá baseou-se na inflação, mas posteriormente alterou-se para demanda agregada. Isso foi feito para evitar alarmar o mercado com um choque de preços que poderia ser mal interpretado como uma explosão de uma espiral inflacionária.

A partir disso, a análise qualitativa e empírica sobre a possibilidade de um ICM poder ser usado como indicador da orientação da política monetária foi testada, usando-se as experiências dos bancos centrais do Canadá, Suécia e Noruega. Eika, Ericsson & Nymoen (1996) utilizaram dados da taxa de câmbio, taxa de juros e produto da economia nos índices calculados e sugeriram que o ICM pode ser um indicador satisfatório para a condução da política econômica, desde que se atente ao modelo escolhido para sua mensuração, dada forte exogeneidade das variáveis e dificuldade de observância clara dos pesos atribuídos as variáveis.

O Banco Central do Canadá, que ainda calcula anualmente o ICM, fez uma coletânea de trabalhos incluindo as pesquisas de Freedman (1994, 1995) juntamente com os trabalhos de Duguay (1994). Freedman (1994) faz um relato do papel do ICM na formulação da política monetária e enfatiza que o uso real do ICM varia de acordo com as instituições que o publicam. Ademais, aponta que um ICM não é usado mecanicamente, mas é cruzado com outros tipos de informação antes de passar pela avaliação do gestor de política monetária. O autor esclarece que as ações do Banco do Canadá têm como meta operacional o ICM, que norteia a expectativa da taxa de inflação para seis a oito trimestres no futuro, portanto o índice lhes dá direcionamento expectacional, havendo defasagens entre a política monetária e as ações (ou seja, alterações nos instrumentos). Ele concluiu que o ICM é útil por garantir que as mudanças na taxa de câmbio são levadas em conta nas decisões de política monetária e que, devidamente utilizado, orienta os *policymakers*

frente às incertezas.

O estudo se aprofunda ao analisar a maneira como os elementos estratégicos e táticos entraram nas decisões do BC do Canadá relativas ao ICM. Segundo [Freedman \(1995\)](#), o ICM calculado com base na taxa de juro real e na taxa de câmbio real é mais adequado para fins práticos por permitir medir as mudanças em pontos percentuais nas taxas de juros, por exemplo, uma mudança de um ponto percentual nas taxas de juros tem o mesmo efeito sobre a demanda agregada ao longo tempo como uma mudança de 3 pontos percentuais na taxa de câmbio. O autor defende que a incerteza e o nervosismo do mercado causam divergências entre as condições monetárias reais e as desejadas e que o ideal seria que a interpretação dos mercados se assemelhasse a do Banco do Canadá.

A fim de apresentar sucintamente alguns estudos correlatos apresentamos o [Quadro 5.1](#) logo abaixo, que explicita diferentes pesquisas empíricas, em temporalidade de análise e modelo utilizado, mas que se assemelham na busca de mensurar o Índice de Condições Monetárias de países com distintos graus de desenvolvimento e analisá-lo segundo a conjuntura de cada economia.

[Duguay \(1994\)](#) apresenta uma evidência empírica sobre as ligações entre as taxas de juros e taxas de câmbio para o total de gastos no Canadá e da despesa total e da taxa de câmbio para a inflação. Para tal, o autor elabora uma estrutura de equações, sendo que uma delas estima preço dado uma Curva de Phillips, a fim de captar os efeitos dinâmicos da política monetária, para depois explorar esses efeitos através de uma análise de simulação. Para ele, as ações do banco central têm um impacto mais direto sobre as taxas de juros e de câmbio do que nos agregados monetários, no curto prazo, e estes últimos fornecem informações importantes sobre a orientação da política monetária.

[Mayes & Virén \(1998\)](#) desenvolveram um trabalho empírico de cálculo do ICM para 20 países da área do Euro utilizando dados trimestrais durante o período de 1972 a 1997. Para eles, a definição dos pesos das variáveis é fundamental para construir um índice que capte o impacto dos dois canais de transmissão da política monetária na economia, juros e câmbio. Eles afirmam que o ICM não é perfeitamente robusto e, por isso, deve ser utilizado em conjunto a outras informações, para servir de previsão e influência dos Bancos Centrais na estabilidade de preços. Os autores alegam que a taxa de câmbio vai desempenhar papel importante na transmissão do impacto da política monetária na economia e na inflação.

[Gerlach & Smets \(2000\)](#) estimam uma regra de política monetária para o Banco Central da Nova Zelândia, Canadá e Austrália, na forma de um ICM para cada país. ICM é definido, por eles, como uma média ponderada de curto prazo da taxa de juros e da taxa de câmbio, real ou nominal, e sua utilização difere entre os bancos centrais, como alvo operacional ou indicador de postura de política. A pesquisa feita faz questionamento do papel da taxa de câmbio na condução da política monetária em pequenas economias abertas sob taxas de câmbio flutuante. Os resultados revelam divergências entre os bancos

centrais: o Banco Central da Nova Zelândia, que usa o ICM como alvo operacional, não tem resposta efetivamente expressiva para movimentos na taxa de câmbio, análogo ao Banco Central do Canadá, entretanto o Banco Central da Austrália não apresenta resposta aos movimentos cambiais.

Quadro 5.1 – Literatura Empírica: Índice de Condições Monetárias

Autoria	Países	Método	Período	Resultado(s)
Duguay (1994)	Canadá	Painel Dinâmico	1975-1990	As ações do Banco Central têm um impacto mais direto sobre as taxas de juros e de câmbio, do que nos agregados monetários
Eika, Ericsson & Nymoen (1996)	Canadá, Noruega e Suécia	VAR	1985-1994	ICM é um bom indicador para a condução da política econômica dos países analisados se respaldado seus pesos
Frochen (1996)	5 países Europeus (França, Alemanha, Reino Unido, Itália e Espanha)	OLS	1987-1995	A política monetária exerceu influência sobre os preços na França e Alemanha. No entanto, este efeito foi moderado para o Reino Unido, Itália e Espanha
Mayes & Virén (1998)	20 países Europeus	Dados em Painel	1972-1997	A taxa de câmbio desempenha papel importante na transmissão da política monetária na economia e na inflação na área do euro.
Kesriyeli & Kocaker (1999)	Turquia	Função objetiva de preço	1987-1999	O ICM resultante da pesquisa fornece evidências em apoio à política monetária restritiva durante o período selecionado pelos autores.
Lattie (1999)	Jamaica	Pequeno modelo de economia aberta	1991-1998	O resultado mostra a utilidade do índice quando há estabilidade no mercado de câmbio.
Gan & Kwek (2008)	Malásia	Séries de tempo	1995-2006	O resultado de maior peso para a taxa de juros frente à taxa de câmbio.
Poon (2010)	Maláia, Cingapura, Indonésia, Filipinas e Tailândia	ARDL	1980-2004	Os resultados apontam que o índice de condições monetárias, acrescidos do canal de crédito, acompanham razoavelmente bem, os movimentos do PIB dos países, especialmente após 1997.
Caetano, Silva & Córrea (2011)	Brasil	Abordagem discreta não estacionária	2002-2008	Os parâmetros para quedas da taxa de juros são sempre superiores aos parâmetros de aumento revelando uma preferência pela suavização

A inquietação de [Batini & Turnbull\(2002\)](#) é de apresentar as possibilidades de uso do ICM, bem como as críticas a este indicador, segundo análise do ICM dos Estados Unidos, e propor a criação de um ICM alternativo para o Reino Unido, dado que o Banco Central da Inglaterra não o calcula. Para [Batini & Turnbull\(2002\)](#), como uma elevação da taxa de juros aumenta o ICM, então um aumento no índice é interpretado como um aperto das condições monetárias. Os principais resultados encontrados pelos autores apontam

que o ICM está fortemente relacionado com o produto da economia (em nível) e com a inflação (em diferença), sugerindo que uma postura rígida do Banco Central tem efeitos contracionistas em ambas as variáveis.

Uma análise empírica do tipo de uma regra de política monetária, no estilo da regra de Taylor, é o exercício feito por [Carneiro & Wu\(2004\)](#) para a economia brasileira. Os autores sugerem um instrumento para além da taxa de juros de curto prazo, uma média ponderada entre a taxa de juros e a taxa de câmbio e o balanço de pagamentos, através do déficit em conta corrente. O enfoque do trabalho deles é na relação entre essas variáveis para verificar as pressões futuras sobre as contas externas do país. As principais contribuições concernem à conclusão de que o ICM pode ser sim útil como um indicador das pressões futuras sobre as contas externas do país e que indicadores do tipo do ICM podem ser direcionados a programas monetário-cambiais dirigidos para o controle déficit em conta corrente.

[Caetano, Silva & Corrêa\(2011\)](#) apresentam uma abordagem empírica alternativa para a condução da política monetária no Brasil, em detrimento à regra de Taylor tradicional, como forma de determinação do comportamento dos juros. Eles se opõem à premissa dos modelos com taxa de juros como variável dependente contínua. A inovação do trabalho desses autores se encontra no entendimento de que as variáveis macroeconômicas possuem dinâmica de não estacionariedade e não continuidade. Os autores indicam que os parâmetros para quedas da taxa de juros são sempre superiores aos de aumento, revelando uma preferência pela suavização das ações do Copom quando este considera a necessidade de uma queda na taxa Selic.

5.3 Modelo empírico e estimativa dos coeficientes

O ICM (Índice de Condições Monetárias) é mensurado pelas médias ponderadas de mudanças na taxa de juros e na taxa de câmbio, e os Bancos Centrais o utilizam como medida de análise da política monetária. Esse entendimento é consensual na literatura macroeconômica monetária nacional e internacional, sendo análogo entre [Freedman\(1994, 1995\)](#), [Eika, Ericsson & Nymoen\(1996\)](#), [Gerlach & Smets\(2000\)](#), [Batini & Turnbull \(2002\)](#) e [Caetano, Silva & Corrêa\(2011\)](#). Desta forma, o índice de condições monetárias no tempo t é definido como:

$$ICM_t = \omega_{ir}(ir_t - ir_0) + \omega_{eer}(eer_t - eer_0) \quad (5.1)$$

Em que ICM_t representa o Índice de Condições Monetárias no período t , ir_t é a taxa de juros de curto prazo no tempo t , eer_t é a taxa de câmbio real no tempo t , ir_0 e eer_0 são taxa de juros e taxa de câmbio, respectivamente em um dado período base; ω_{ir} e ω_{eer} são os pesos associados à taxa de juros e taxa de câmbio no ICM. Esses pesos são derivados dos coeficientes estimados de ir_t e eer_t que afetam as funções de demanda agregada (DA).

A soma de ω_{ir} e ω_{eer} é igual a um, enquanto que a razão ω_{ir}/ω_{eer} indica o impacto relativo das taxas nos objetivos da política (isto é, impacto no crescimento econômico). Portanto, a equação (5.1) pode ser representada como:

$$ICM_t = (ir_t - ir_0) + \frac{\omega_{ir}}{\omega_{eer}(eer_t - eer_0)} \quad (5.2)$$

Adotando o Índice de Condições Monetárias (ICM) como apresentado na equação (5.1) a formulação padrão do crescimento da função de crescimento do PIB pode ser expressa como:

$$y_t = \delta_1 ir_t + \delta_2 eer_t \quad (5.3)$$

Considerando as peculiaridades do quadro da política monetária brasileira, no entanto, existe a necessidade de incluir uma variável que fornecerá informações sobre outro canal de transmissão da política monetária para o setor real da economia.

A literatura fornece evidências suficientes em apoio à ampliação do ICM a fim de verificar o impacto de outras variáveis (além da taxa de juros e taxa de câmbio) na transmissão dos efeitos da política monetária sobre o crescimento econômico. Por exemplo, na literatura internacional as pesquisas de [Duguay\(1994\)](#), [Poon\(2010\)](#), [Kannan, Sanyal & Bhoi\(2007\)](#), [Kodra\(2011\)](#) e [Abubabkar & Yaaba\(2013\)](#) incluem outras importantes variáveis no ICM de suas respectivas economias em desenvolvimento. Na literatura nacional cabe destacar a pesquisa de [Carneiro & Wu\(2004\)](#) em que fora calculado um índice baseado na regra de Taylor amplo, incluindo o saldo em transações correntes.

A partir desses estudos que expandem o ICM, a presente pesquisa inclui no índice o resultado fiscal do Governo, com vistas a verificar se as contas públicas (e seus desequilíbrios) impactam em um indicador monetário e, em sobremedida, no produto da economia brasileira. Em consonância com [Carneiro & Wu\(2004\)](#) e [Abubabkar & Yaaba \(2013\)](#), incluindo o resultado primário do setor público brasileiro, a formulação padrão do ICM foi reformulada para:

$$y_t = \delta_1 ir_t + \delta_2 eer_t + \delta_3 rp_t \quad (5.4)$$

Em que y_t representa a taxa de crescimento do produto interno bruto brasileiro, ir_t denota taxa de juros SELIC; eer_t representa a taxa de câmbio real; rp_t é o resultado primário, t é o tempo e os parâmetros δ_1 , δ_2 e δ_3 são os coeficientes de taxa de juros, da taxa de câmbio e do resultado primário, respectivamente.

Com base na equação (5.4), portanto, o índice de condições monetárias amplo proposto, que é uma versão expandida da a equação (5.1), torna-se:

$$ICM_t = \omega_{ir}(ir_t - ir_0) + \omega_{eer}(eer_t - eer_0) + \omega_{rp}(rp_t - rp_0) \quad (5.5)$$

Nesta versão ampliada a soma de $\omega_{ir} + \omega_{eer} + \omega_{rp}$ deve ser igual a um. Ademais, a equação (5.5) pode ser reescrita na forma de razão entre seus coeficientes como especificado

abaixo:

$$ICM_t = (ir_t - ir_0) + \frac{\omega_{eer}}{\omega_{ir}}(eer_t - eer_0) + \frac{\omega_{rp}}{\omega_{ir}}(rp_t - rp_0) \quad (5.6)$$

A metodologia empírica econométrica aplicada no cálculo dos coeficientes/pesos do ICM amplo é o Modelo Autorregressivo de Defasagem Distribuída (ARDL) que permite realizar um teste, conforme referência dos trabalhos de Pesaran & Shin(1998) e Pesaran, Shin & Smith(2001), que examina a cointegração da demanda agregada (PIB) e suas variáveis determinantes.

Pesaran, Shin & Smith(2001) propõem um método de cointegração que pode abarcar um conjunto de variáveis cujas ordens de integração se diferem entre si o que auxilia muito na utilização de dados puramente I(0), puramente I(1), ou com as duas ordens de integração apenas. Ademais, Pesaran & Shin(1998) explicam que esse mesmo teste de cointegração nos modelos ARDL apreende as relações de longo prazo em amostras pequenas de dados de modo mais eficiente e, através de um critério de seleção previamente estabelecido, um nível ótimo de defasagens pode ser determinado para cada uma das variáveis do modelo ARDL. Esses diferenciais do método justificam a escolha dessa metodologia para a averiguação dos pesos do ICM atrelado à política fiscal para o Brasil. Desse modo, o formato ARDL da equação (5.4) pode ser representado como:

$$\begin{aligned} y_t = & \gamma_0 + \delta_1 y_{t-1} + \delta_2 ir_{t-1} + \delta_3 eer_{t-1} + \delta_4 rp_{t-1} + \sum_{i=1}^{q_y-1} \beta_{1i} \Delta y_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^{q_{ir}-1} \beta_{2i} \Delta ir_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_{eer}-1} \beta_{3i} \Delta eer_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_{rp}-1} \beta_{4i} \Delta rp_{t-i} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (5.7)$$

As variáveis indicam: y_t o Produto Interno Bruto (PIB); ir_t representa taxa de juros; eer_t a taxa de câmbio real; γ_0 é o termo de intercepto; $t - 1$ é a *lag* de tempo (se refere ao trimestre anterior); Δ é o operador de diferença; δ_1 a δ_4 e β_1 a β_4 são parâmetros das respectivas variáveis; e ε_t é o termo de erro, ou distúrbios do tipo ruído branco.

O modelo ARDL também pode ser estimado na forma de vetores de correção de erros (ARDL-ECM), os quais verificam a existência de vetores de longo prazo. A partir disso, estimam-se os coeficientes de longo e curto prazo, assim como a velocidade de ajuste ao equilíbrio de longo prazo. Dessa forma, a equação (5.7) pode ser reescrita no formato de correção de erros, conforme abaixo:

$$\begin{aligned} \Delta y_t = & \sum_{i=1}^{q_y-1} \beta_{1i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_{ir}-1} \beta_{2i} \Delta ir_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_{eer}-1} \beta_{3i} \Delta eer_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^{q_{rp}-1} \beta_{4i} \Delta rp_{t-i} + \beta_5 ECM_{t-i} + u_t \end{aligned} \quad (5.8)$$

ECM é a representação de correção de erro da equação (5.7). Dois estágios estão envolvidos na estimativa da equação (5.7). No primeiro, o teste de cointegração de Pesa-

ran, Shin & Smith(2001) se faz um teste de significância do tipo do teste de Wald (teste F) para a observação da significância conjunta dos parâmetros de longo prazo.

A estatística-F do teste Wald é comparada com a banda de valores críticos que fora determinada. A hipótese nula (H_0) é de não existência de vetores de cointegração $H_0 = \delta_1 = \delta_2 = 0$ e a hipótese alternativa (H_1) é de existência de relação de longo prazo entre as variáveis do modelo $H_1 = \delta_1 \neq \delta_2 \neq 0$. Com isso, entende-se que a hipótese nula não é rejeitada se a estatística-F do teste Wald ficar abaixo da banda inferior de valores críticos, mas, acima da banda superior, a hipótese nula é rejeitada. Será preciso conhecer a ordem de integração das variáveis no caso da estatística F ficar dentro do intervalo dos valores críticos.

Os pesos do índice de condições monetárias amplo são então derivados dos coeficientes da taxa de juros, taxa de câmbio e resultado primário e, em seguida, substituídos da equação do ICM propriamente dito (ou seja, a equação (5.6)) para, então, termos o ICM amplo para o Brasil para o período da amostragem.

5.3.1 Dados

Na estimação do modelo ARDL as variáveis utilizadas para a obtenção dos parâmetros do ICM, possuem periodicidade trimestral, definidas entre 2002:Q4 a 2018:Q1, totalizando 62 observações e, estão definidas como se segue:

- y_t = Log do Índice do Produto Interno Bruto (PIB) com ajuste sazonal – Fonte: IBGE;
- ir_t = Taxa de Juros – over-Selic (% diária) (valor de final de trimestre) – Fonte: Banco Central do Brasil;
- eer_t = Log do Índice da Taxa de Câmbio Real (valor de final de trimestre, dessazonalizado) – Fonte: BIS;
- rp_t = Resultado Primário expresso em Necessidade de Financiamento do Setor Público (NFSP Primário), sem desvalorização cambial, fluxo acumulado em 12 meses (valor de final de trimestre) (% PIB) – Fonte: Banco Central do Brasil.

As variáveis macroeconômicas em número-índice foram modificadas para logaritmo natural a fim de que os resultados possam ser lidos em variações percentuais. Cabe destacar que, de acordo com a própria fonte de dados BIS, um aumento no índice da taxa de câmbio real indica apreciação. Como no Brasil o entendimento é de que uma elevação do índice se refere a uma depreciação, foi feita uma inversão simples da taxa (1/BIS).

5.4 Resultados empíricos

Para conhecer a ordem de integração das variáveis, foram realizados quatro testes de raiz unitárias: Augmented Dickey Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP), Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) e o Teste de Dickey-Fuller modificado pela estimação por mínimos quadrados generalizados (DF-GLS)¹. Os resultados são apresentados na Tabela 5.1.

Tabela 5.1 – Testes de Raiz Unitária (2002:Q4 a 2018:Q1) – ICM

Variáveis	ADF	DF-GLS	PP	KPSS	Classificação
y_t	-1,43	-0,90	-1,40	1,16*	I(1)
eer_t	-1,90	-1,52	-1,97	0,24**	I(0)
ir_t	-2,28	-1,67	-1,65	0,83**	I(1)
rp_t	-0,02	0,28	-0,25	0,78*	I(1)

ADF, DF-GLS e PP: H_0 = série com raiz unitária (não estacionária: I(1));

KPSS: H_0 = Série Estacionária;

* e ** denota rejeição da hipótese nula a 1% e 5% de nível de significância, respectivamente.

Conforme a Tabela 5.1, da série de dados, temos três variáveis integradas de ordem 1 (não estacionárias), enquanto que apenas uma, a taxa de câmbio (e_t), é classificada como integrada de ordem zero (estacionária). Isso revela que os dados não contêm séries I(2), portanto fornecem suporte para o uso da abordagem de teste escolhido, o ARDL.

Dessa forma, seguindo a estimação do modelo ARDL, com variável dependente como o PIB, e utilizando o Critério de Akaike, com quatro defasagens (*lags*), o modelo é definido como ARDL (3, 4, 0, 0) tal como descrito na Tabela 5.2 abaixo. A Tabela 5.2 apresenta também o resultado de um teste de diagnóstico, o teste LM Breusch-Godfrey, que indica se há ou não correlação serial nos resíduos. Como sua hipótese nula é de ausência de correlação serial dos resíduos, o resultado aponta não rejeição da hipótese nula, portanto aceita a ausência de autocorrelação na estimação realizada.

Tabela 5.2 – Modelo ARDL – ICM

ARDL Defasagens	Teste LM de Autocorrelação ¹ [Prob.]	Cointegração de Longo Prazo – <i>Bounds test</i> ²			
(3, 4, 0, 0)	1,061 [0,35]	5,95	1%	5%	
			Limite I(0)	4,69	3,23
			Limite I(1)	5,61	4,35

¹ Teste LM Breusch-Godfrey: H_0 = ausência de auto correlação serial;

² *Bounds test*: H_0 = ausência de relação de longo prazo.

Definidas as defasagens do modelo e confirmada a ausência de autocorrelação, o passo seguinte é a verificação da existência de vetores de cointegração entre as variáveis de

¹ Para maiores detalhes de cada teste de raiz unitária ver Elliott et al. (1996), Kwiatkowski et al. (1992), Dickey & Fuller (1979) e Phillips & Perron (1988).

cada modelo. À direita da Tabela 5.2 apresenta-se os resultados do teste Wald, conhecido como *bounds test*. A hipótese nula de ausência de vetores de cointegração entre as variáveis do modelo é rejeitada ao nível de 1% e 5% de significância estatística no modelo. Os valores excedem a banda superior de valores críticos calculados por Pesaran, Shin & Smith (2001).

Os resultados do teste de cointegração apresentado na Tabela 5.2 são de grande importância nos modelos ARDL. Na literatura, encontra-se sua relevância em poder confirmar a existência de cointegração entre as variáveis dos modelos estimados. Isso significa, nesta pesquisa, que se confirma a existência dos vetores de cointegração, ou seja, as variáveis elencadas têm relações entre si no longo prazo. Desse modo, os resultados corroboram, na presente pesquisa, o fato de a taxa de câmbio, a taxa de juros e o resultado primário, em conjunto, inter-relacionarem-se com o produto da economia no longo prazo.

Em seguida, é possível determinar que o ARDL de defasagem (3, 4, 0, 0) nos fornece coeficientes válidos de curto e longo prazo. A Tabela 14 indica que o modelo geral é bem ajustado, já que as variáveis independentes exercem cerca de 99% influência sobre o crescimento econômico brasileiro.

O coeficiente da taxa de juros está corretamente sinalizado como esperado, segundo a conjuntura econômica. O sinal negativo indica que a taxa de juros está negativamente associada ao PIB, o que implica que uma elevação deste reduz a produção agregada e vice-versa. Por exemplo, uma redução de um por cento na taxa de juros leva a um aumento de cerca de 0,09 ponto percentual no produto. Entendimento divergente é respectivo ao resultado primário nacional, mostrando que a necessidade de financiamento do Governo se positiva é bom para crescimento econômico brasileiro. Todavia, deve ser ressaltado que essa variável não se apresentou estatisticamente significativa no longo prazo com uma probabilidade de [0,58], nem a taxa de juros Selic com uma probabilidade de [0,29].

A relação de longo prazo detectada nas estimações não isenta os modelos estimados de serem acometidos por choques de curto prazo. No entanto, para que a relação de cointegração seja sempre mantida, há que se ter um mecanismo de correção desses choques para se retornar à dinâmica de longo prazo. Esta é justamente a função do Mecanismo de Correção de Erros. Cabe destacar que o coeficiente de correção de erros (ECM) estimado se apresentou estatisticamente significativo a 1%, como indica o p-valor entre colchetes na última linha da Tabela 5.3.

No modelo do ICM amplo estimado, segundo a Tabela 5.3, o coeficiente da equação de correção de erros (ECM) de -0,47 é estatisticamente significativo, sugerindo que 47% do desvio da trajetória de longo prazo do sistema estimado são corrigidos pelos seus ajustamentos de curto prazo no trimestre seguinte. Portanto, *ceteris paribus*, é preciso cerca de dois trimestres para restabelecer o equilíbrio da economia, em caso de uma possível distorção de curto prazo. Cabe destacar aqui a proximidade com a indicação que a autoridade monetária brasileira (Bacen) faz sobre o tempo de resposta da economia a mudanças na política monetária enunciado um hiato temporal de seis meses para que

sejam observados os primeiros resultados reais de alterações no instrumento de política monetária nacional (a taxa de juros SELIC).

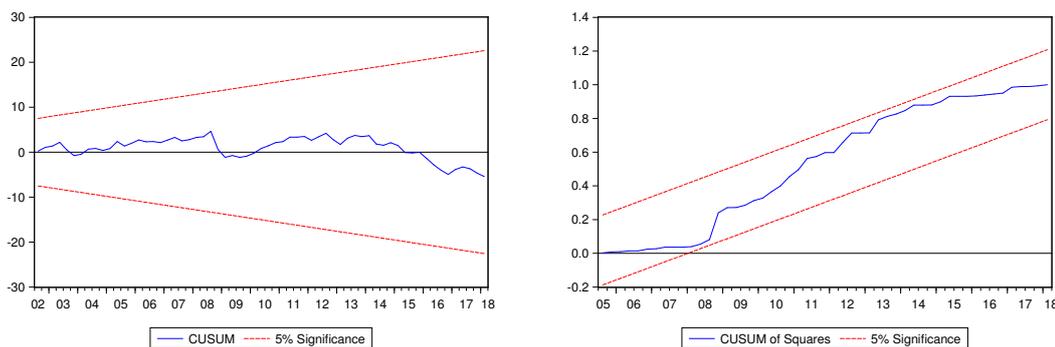
Tabela 5.3 – Estimativas de Curto e Longo Prazo: ARDL (3, 4, 0, 0) – ICM

Variáveis	Variável dependente: y_t			
	Longo Prazo		Curto Prazo	
	Coefficiente	t-est. [p-valor]	Coefficiente	t-est. [p-valor]
y_{t-1}	–	–	-1,11	-9,26 [0,00]
ir_t	-0,1037	1,04 [0,29]	-0,02	-0,53 [0,69]
eer_t	0,0436	-2,65 [0,01]	0,04	3,87 [0,00]
rp_t	0,018	0,35 [0,58]	0,00	0,22 [0,82]
constante	-3,2701	-1,60 [0,11]	–	–
$R^2 = 0,998$		Correção dos erros – ECM (-1): -0,47 [0,00]		

Para testar a estabilidade da equação e dos parâmetros estimados, as técnicas mais comumente são os testes descritos por [Brown, Durbin & Evans\(1975\)](#) de Soma Cumulativa dos Resíduos Recursivos (CUSUM) e Soma Cumulativa dos Quadrados dos Resíduos Recursivos (CUSUMQ). Estes dois testes são reportados em forma gráfica e estão explicitados no par abaixo (Figura 5.1).

As linhas pontilhadas apresentam a banda de valores críticos, calculados a 5% de significância estatística, cuja hipótese nula é de estabilidade dos coeficientes. Dessa forma, o ideal, para não se rejeitar a hipótese nula e, portanto, atestar a estabilidade dos parâmetros estimados, é que a linha contínua fique dentro dos limites das bandas pontilhadas.

Figura 5.1 – Teste de Estabilidade dos coeficientes do ICM amplo



De um modo geral, os gráficos do CUSUM e CUSUMQ mostram que os parâmetros do ICM amplo são estáveis, dado que os erros recursivos permanecem dentro das linhas críticas dos testes.

5.5 Índice de Condições Monetárias amplo para o Brasil

A partir do modelo ARDL estimado apresentado na Tabela 5.3, os coeficientes de taxa de juros, taxa de câmbio e para o resultado primário são -0,10375, 0,0436 e 0,01808, respectivamente. Os pesos das variáveis ω_{ir} , ω_{eer} e ω_{rp} como apresentados na equação (5.4), portanto, tornam-se 2,473, -1,042 e -0,431, respectivamente. Assim, as equações (5.5) e (5.6) podem ser representadas como:

$$ICM_t = 2,473(ir_t - ir_0) - 1,042(eer_t - eer_0) - 0,431(rp_t - rp_0) \quad (5.9)$$

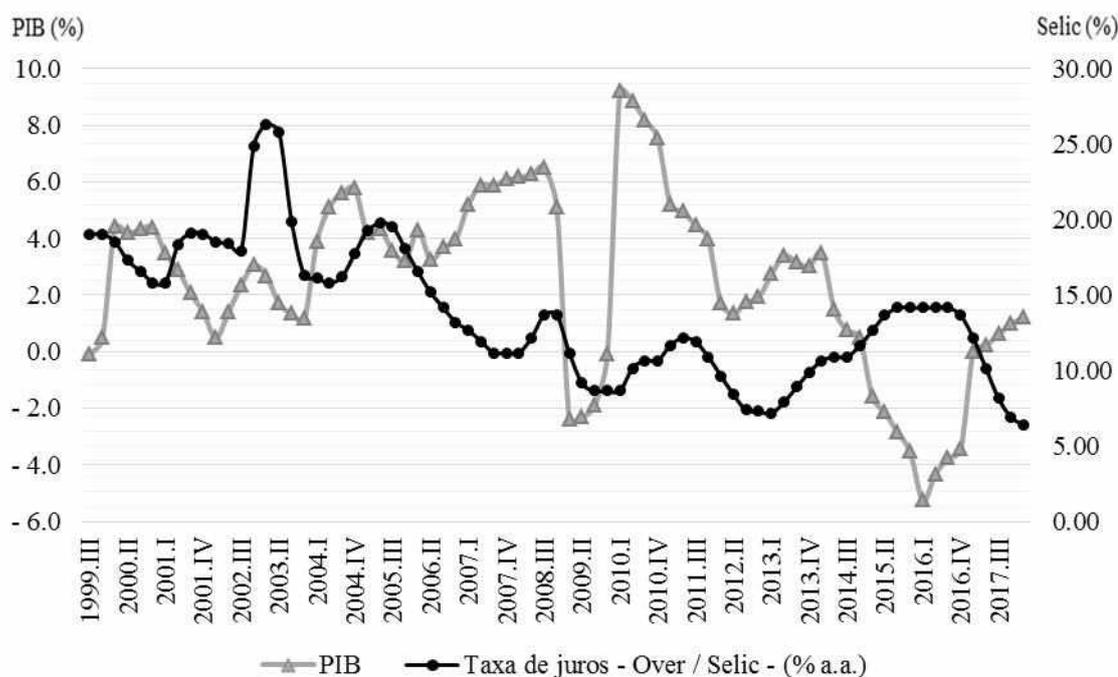
$$ICM_t = (ir_t - ir_0) - 0,421(eer_t - eer_0) - 0,174(rp_t - rp_0) \quad (5.10)$$

A equação (5.9) sugere um peso maior para o canal da taxa de juros na determinação do produto, seguido da taxa de câmbio e, por último, do resultado primário. O resultado encontrado parece refletir a dinâmica da conjuntura brasileira, cujo instrumento fundamental do *policymaker* é a manipulação da taxa SELIC, além de ser altamente consistente com alguns resultados anteriores do ICM calculados para outras economias em desenvolvimento.

Kannan, Sanyal & Bhoi(2007) obteve resultado semelhante para a Índia, enquanto Kodra(2011) reportou o coeficiente maior para a taxa de juros na Albânia. Abubabkar & Yaaba(2013), ao criarem um ICM amplo para a Nigéria, incluindo os canais de crédito, utilizando-se do instrumental empírico análogo ao desta pesquisa para o cálculo dos coeficientes (abordagem de cointegração via ARDL), obtiveram uma ordem de pesos em que se sobressai a taxa de juros seguida da taxa de câmbio e, por último, o canal de crédito nigeriano.

A Figura 5.2 é elucidativo para se verificarem as trajetórias do produto em detrimento das ações das políticas monetárias, expressas em alterações na taxa Selic. A dinâmica do comportamento do crescimento pode ser percebida ao se confrontar a taxa básica de juros efetivas trimestrais com o crescimento trimestral do PIB para os anos de 2002 a 2018. Os valores percentuais relativos à variação trimestral do PIB estão marcados no eixo principal (à esquerda no gráfico), e os valores percentuais relativos à taxa Selic efetiva trimestral estão no eixo secundário (à direita no gráfico).

Figura 5.2 – Taxa Selic efetiva (trimestral) e Taxa de crescimento do PIB (trimestral, acumulada ao longo do ano) – 2002/2018



Fonte: Banco Central do Brasil e IPEA

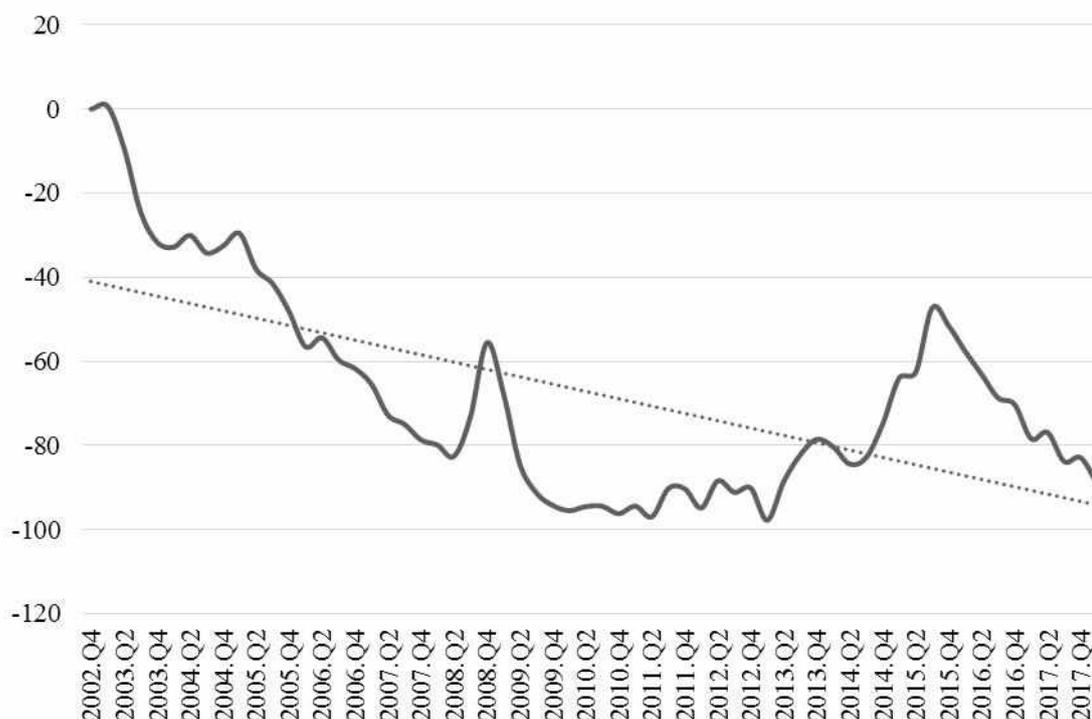
A Figura 5.3 ilustra a influência que a taxa de juros tem exercido sobre o nível de atividade, considerando que a taxa básica de juros é apenas um dos fatores que impactam na atividade econômica. Todavia, em alguns momentos, é possível perceber, no gráfico, a relação aguardada, de que, quando se eleva a taxa Selic, o PIB cai e, se a taxa básica de juros se reduz, a taxa de crescimento do PIB aumenta. Esses momentos são, por exemplo: os dois primeiros trimestres de 2003, em que a taxa Selic aumenta e o PIB se reduz e, entre o terceiro trimestre de 2006 e terceiro de 2008, em que é nítida a queda da taxa Selic enquanto o PIB, mesmo com pequenas flutuações, se mantém num patamar elevado.

De acordo com Duguay (1994), em uma situação em que o ICM é estimado da perspectiva de demanda agregada, o efeito da taxa de juros prevalece sobre o efeito da taxa de câmbio. Situação inversa poderia ser encontrada no caso dos pesos serem estimados a partir da inflação como variável dependente. Isso porque, além do efeito da taxa de câmbio via demanda agregada, tem-se também o efeito bastante direto do impacto nos preços através das importações. Da mesma forma, Duguay (1994) advoga que quando a estimativa de pesos das variáveis usadas para o cálculo ICM considera a demanda agregada (PIB) como variável dependente, a influência da taxa de juros tende a superar a taxa de câmbio.

A partir dos pesos/coeficientes definidos nas equações (5.9) e (5.10) é possível com a base de dados das séries definidos fazer o cálculo do ICM amplo para o Brasil.

A Figura 5.3, expresso abaixo, representa o ICM amplo calculado para o Brasil para o intervalo de 2002:Q4 a 2018:Q1, considerando o primeiro trimestre da série como o período-base, portanto, igual a zero. O indicador revela que qualquer nível acima da linha de tendência pontilhada implica um afrouxamento monetário em comparação ao período-base, enquanto que, abaixo dessa linha, as condições monetárias são restritivas.

Figura 5.3 – ICM amplo – período base (2002.Q4)



Portanto, de acordo com a Figura 5.3, no Brasil, as condições monetárias expressas no ICM apresentam flutuação de direcionamento similares às mudanças na conjuntura econômica nacional. Por exemplo, a partir do final de 2002, nota-se um direcionamento de declínio do ICM ultrapassando a linha de tendência a partir de 2005:Q4, refletindo um movimento de política monetária mais restritiva ao longo desse período.

Essa situação foi decorrente, em grande medida, da instabilidade política, advinda das incertezas do período eleitoral, no segundo semestre de 2002, que ocasionou um intenso choque de preços acentuado nos últimos três meses daquele ano. Inclusive esse choque de preços foi tão elevado que a meta de inflação para o ano não foi atingida e a meta do ano seguinte foi alterada duas vezes pelo Conselho Monetário Nacional. Em 2002, houve também baixa liquidez no mercado internacional que dificultava a captação de recursos nos mercados financeiros e a elevação do risco-país, além de forte depreciação cambial que conduziram ao aumento da aversão ao risco.

A reversão do quadro de crise de confiança se deu quando, ainda no início de 2003, o Banco Central reafirmou o comprometimento da política monetária com o regime de metas de inflação, adotando uma política monetária mais austera, com elevação dos juros e

da alíquota de recolhimento do compulsório sobre os depósitos à vista. Nos dois primeiros meses do governo Lula, a meta da taxa básica de juros foi elevada: em janeiro, para 25,5% ao ano, e em fevereiro para 26,5% (BANCO CENTRAL DO BRASIL,2018). O aumento na taxa Selic, o câmbio valorizado (tendência de valorização a partir de fevereiro de 2003, quando o câmbio saiu de R\$ 3,60 para R\$ 3,45 (IPEADATA,2018), e a elevação da meta de superávit primário (de 3,75% para 4,25% do PIB) explicam o movimento inicial do ICM amplo na Figura5.3.

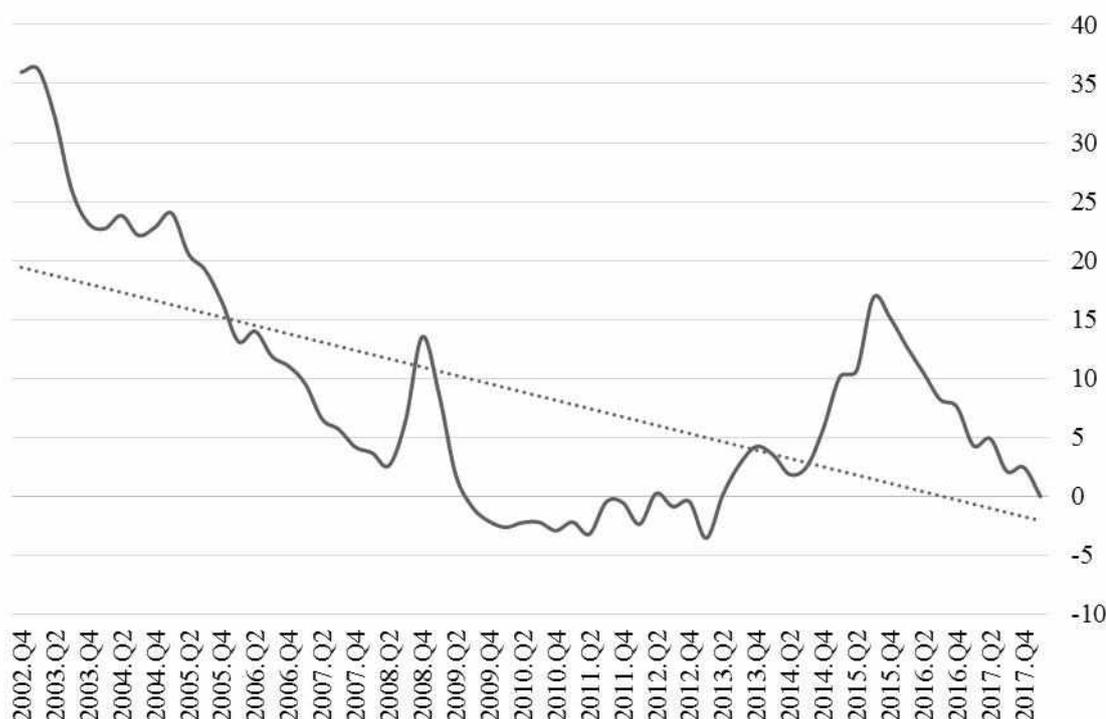
Ao longo de 2004, o Copom veio reduzindo a taxa Selic, ainda que de forma singela, estabilizando-a em 16% a.a., de abril a agosto. Todavia, a partir de setembro de 2004, a taxa de juros básica voltou a se elevar. A tendência de elevação se manteve no restante do ano, atingindo o patamar de 17,75% em dezembro. O ambiente de relativa tranquilidade nos mercados financeiros internacionais criou um cenário favorável para a conta de capitais naquele ano. Esse cenário, aliado a movimentos importantes no mercado de divisas e a superávits no balanço de pagamentos do país, resultou em tendência de valorização na taxa de câmbio.

Outra importante flutuação apresentada no ICM amplo, expressa na Figura5.3, é entre de 2008:Q2 a 2009:Q4, ocasião em que o Índice de Condições Monetárias reflete o esforço deliberado do Banco Central para injetar liquidez na economia, de modo a restaurar a confiança dos agentes econômicos após a crise financeira e econômica dos EUA em 2008. Essa ação também reflete simetrias com o esforço das autoridades monetárias internacionais, principalmente de países em desenvolvimento, para resolver a crise financeira global.

Para fins de comparação e entendimento do ICM amplo para o Brasil, replicamos o exercício feito na Figura5.3, alterando apenas o período-base para o último trimestre da pesquisa (2018:Q1), apresentado na Figura5.4. Diretamente já é possível notar que o comportamento do índice com base alterada não se modifica. Dessa forma, a sua compreensão permanece similar de que, acima da linha de tendência pontilhada, implica um afrouxamento monetário em comparação ao período-base, enquanto que, abaixo dessa linha, as condições monetárias são restritivas.

O ICM amplo expresso na Figura5.4 apenas facilita uma melhor compreensão de que, independentemente do período-base definido no índice de condições monetárias amplo, seu efeito de direcionamento sobre a política monetária não sofreria alteração. O que fortalece o indicativo de que os índices são bons guias para revelar os períodos de condições monetárias mais brandas/restritivas ou expansionistas.

Figura 5.4 – ICM amplo – período base (2018.Q1)



Por fim, é importante colocar que o ICM não deve ser usado com caráter preditivo da tomada de decisões de política, dado que o Governo exerce apenas algum (e limitado) controle simultâneo sobre a taxa de juros e a taxa de câmbio, que afetam as decisões fundamentais de consumo e de investimento dos agentes econômicos, que, por sua vez, impactam sobre a política monetária. A ação direta se dá apenas sobre a taxa de juros nominal (SELIC), enquanto que tanto a taxa de câmbio quanto a taxa de juros real são variáveis endógenas para a economia brasileira (CARNEIRO; WU, 2004).

5.6 Conclusões

As interligações entre mercado monetário e mercado cambial foi um esforço de pesquisa que culminou na construção do ICM na década de 1980 e, desde então, vários bancos centrais, autoridades monetárias e empresas de investimento aprimoraram o índice para servir como uma ferramenta adicional de política monetária, inclusive, alguns o constroem para avaliar a postura e/ou acompanhar a orientação da política monetária de suas respectivas economias.

Esse exercício foi executado de forma similar nessa pesquisa para o caso brasileiro, ampliando o canal de transmissão para também incluir o resultado fiscal do Governo no índice, visto que seu desempenho deficitário tem impactado sobre a demanda agregada nacional. Portanto, para mensurar o índice de condições monetárias (ICM) amplo para a Brasil, o presente ensaio aplicou uma abordagem de teste de limites de cointegração, via

modelo ARDL, para estimar os pesos das variáveis no período 2002:Q4 a 2018:Q1, em intervalos trimestrais.

O resultado dos pesos das variáveis do ICM amplo, calculados a partir dos coeficientes de longo prazo gerados pelo modelo ARDL, revelou um peso maior do canal de taxa de juros, seguido do canal da taxa de câmbio e, por último, do canal fiscal, implicando que o canal de taxa de juros é prevacente na determinação do nível de produção brasileiro. Desse modo, o índice de condições monetárias amplo gerado traça razoavelmente bem a direção da política do Banco Central brasileiro para o período recente e, assim, pode ser avaliado como um indicador adequado da orientação da política monetária do BCB.

Contudo, cabe salientar algumas observações com relação às limitações do ICM dispostos na literatura econômica correlata e verificadas por outros pesquisadores ao fazerem estimações similares de um índice de condições monetárias quando se considera a natureza dinâmica da formulação e implementação da política monetária em economias emergentes.

A primeira ressalva se relaciona à natureza não observável dos pesos das variáveis no ICM. Modelos econométricos são usados para determinar os pesos, tornando-os sensíveis ao método adotado na estimação, que, nesta pesquisa, foi escolhido o modelo ARDL pela abordagem de cointegração. Isso faz com que o índice seja altamente dependente do método usado o que introduz um amplo grau de incerteza no processo e, dificulta a análise comparativa de horizontes temporais distintos, dado que os métodos de determinação dos pesos são díspares entre as pesquisas.

Outra importante ressalva é a suposição de que o impacto das variáveis independentes é constante ao longo do tempo. Essa premissa é equivocada e pode levar ao erro de análise, haja vista a possibilidade de mudanças na orientação de políticas e transformações conjunturais na economia analisada, que é capaz de alterar a importância relativa dos canais de transmissão da política monetária. Esse entendimento sobre a formulação de políticas macroeconômicas é conhecido na literatura por “Crítica de Lucas” (LUCAS, 1972).

Por fim, as implicações políticas diretas do estudo apontam que os canais da taxa de juros são os canais mais decisivos de transmissão da política monetária no Brasil, o que condiz com o que era esperado a priori, dada a importância crucial da taxa de juros SELIC no Brasil como instrumento de política monetária adotado a partir de 1999 com o regime de metas de inflação. Portanto, seria favorável o BCB concentrar seus esforços para que a política monetária, que altera a taxa básica de juros, gere resultados mais eficazes e eficientes. Ademais, considerando a importância atribuída ao canal da taxa de câmbio, que faz ligação direta com o terceiro canal definido no índice amplo que foi calculado, o de resultado fiscal do Governo, indica que a estabilidade das contas nacionais é também fator fundamental para bons resultados de políticas que almejam o crescimento econômico brasileiro.

Capítulo 6

Considerações Finais

A presente tese objetivou fazer um estudo empírico de três temas importantes em políticas fiscal e monetária relativos à economia brasileira, especificadamente referente às dinâmicas orçamentária e fiscal via estudo dos déficits triplos, em seguida, às suas implicações em termos do uso da poupança externa como política de crescimento econômico e, por fim, ao cálculo de um índice de condições monetárias amplo, agregando resultado fiscal do Governo. Tal análise empírica se deu por vias de tentar sanar as lacunas sobre a inter-relação das políticas fiscal e monetária e como elas reagem a situações adversas para a atividade econômica como tem sido a questão fiscal no Brasil. Para atingir esse grande objetivo, a tese foi organizada na sistemática de ensaios empíricos, os quais apresentaram comprovação ou não de suas hipóteses em evidências resultantes de metodologia econométrica baseadas no Modelo Autorregressivo de Defasagens Distribuídas (ARDL).

A priori exploramos a lógica teórica da política macroeconômica, apresentando os trabalhos de [Sargent & Wallace\(1981\)](#), [Sargent\(1982\)](#) e [Leeper\(1991\)](#), que advogam sobre a questão da necessidade da coordenação entre as políticas fiscal e monetária a fim de minimizar desequilíbrios econômicos, sendo complementada por [Sims\(1994\)](#) e [Woodford \(1994,1995,2001\)](#), que discorrem sobre o papel da política fiscal na determinação dos preços. Ademais, foi salutar apresentar os preceitos teóricos de política monetária por-menorizada, com [Taylor\(1993\)](#) e sua regra de determinação de taxa de juros, [Kydland & Prescott\(1977\)](#) e [Barro & Gordon\(1983\)](#), com a necessidade de regras para se evitar o viés inflacionário e a inconsistência dinâmica das políticas e, por fim, [Rogoff\(1985\)](#) e [Barro\(1986\)](#), com seus estudos sobre credibilidade, reputação e delegação em política monetária.

O primeiro ensaio empírico refere-se à busca de argumentos analíticos que comprovem os déficits triplos na economia brasileira, sendo que a pesquisa apresentou relação positiva que confirma a existência de cointegração entre déficits comerciais, orçamentários e de poupança privada e indicou que eles têm relações entre si no longo prazo. Além do mais, revelou que essas mesmas variáveis não estão isentas de serem acometidas por choques de curto prazo. No entanto, o mecanismo de correção de erro médio, estatisticamente significativo, assegura o retorno à dinâmica de longo prazo, numa média de 60% no primeiro trimestre. Desse modo, os resultados da cointegração apontaram indicativos fortes da existência de déficits triplos clássicos na economia brasileira.

Cabe destacar que esta pesquisa revelou uma discussão pertinente na literatura econômica de que o déficit na conta corrente é fomentado estrategicamente como meio

de política de crescimento econômico do país, visando a utilização da poupança externa como via de estímulo ao investimento. Essa política é apoiada pela teoria econômica convencional, todavia não é consensual. As premissas críticas baseiam-se fundamentalmente na inexpressiva elevação do investimento interno, visto que os efeitos apreciativos sobre o câmbio e a propensão a consumir dos agentes elevariam o consumo e a importação, na possibilidade de crise fiscal, dado os limites ao endividamento e distanciamento da estabilidade macroeconômica, com a possibilidade de crise de demanda interna e da dívida externa.

A partir desta discussão díspar levantada, propusemos-nos no ensaio dois a testar a hipótese da política de crescimento econômica dependente da poupança externa. Testamos seis equações, tendo todas elas o produto da economia como variável independente, e os resultados apontaram que comportamento dos coeficientes de curto prazo das transações correntes, chamada poupança externa (SE), e do Investimento Direto no País (IDP) como relevante a 1% estatisticamente, em apenas um dos modelos estimados, não sendo mais a SE e o IPD significantes estatisticamente no curto prazo em nenhum dos demais modelos. Deve ser destacado que o sinal nos coeficientes, que se apresentou negativo em todas as estimações, indica uma relação oposta de determinação sobre o PIB e não positiva conforme defendem os teóricos clássicos.

Ademais, a nulidade de significância estatística nos coeficientes de longo prazo das transações correntes (SE) e dos investimentos diretos no país (IDP) revelou indícios que corroboram os argumentos apresentados pela visão crítica frente à política de crescimento com poupança externa. A centralidade argumentativa da visão crítica se baseia na ausência de estímulos ao investimento interno no longo prazo, uma vez que os efeitos apreciativos sobre a taxa de câmbio tendem a elevar o consumo internamente e não estimulam o incremento de capacidade produtiva, gerando distanciamento da estabilidade macroeconômica, com a possibilidade de crise de demanda interna e de balança de pagamentos.

A partir da constatação das fragilidades macroeconômicas brasileiras com indicativos de déficits triplos e constrangimentos da política de crescimento pautada no uso da poupança externa, vimos necessidade de expandir a pesquisa para as inter-relações do resultado fiscal do Governo sobre a política monetária. Para fazer frente a essa inquietação, fizemos o esforço de estimar um Índice de Condições Monetárias (ICM), normalmente usado para avaliar a postura e/ou acompanhar a orientação da política monetária, ampliando o canal de transmissão para também incluir o resultado fiscal do Governo no índice.

O resultado dos pesos das variáveis do ICM amplo, calculados a partir dos coeficientes de longo prazo gerados pelo modelo ARDL, revelou um peso maior do canal de taxa de juros, seguido do canal da taxa de câmbio e, por último, do canal fiscal, implicando que o canal de taxa de juro é prevalecente na determinação do nível de produção brasileiro.

Referências Bibliográficas

ABUBABKAR, M.; YAABA, B. Post market reform analysis of monetary conditions index for Nigeria. *Journal of Economics and Sustainable Development*, v. 4, n. 14, 2013.

AKBAS, Y. E.; LEBE, F. Current account deficit, budget deficit and saving gap: Is the twin or triplet deficit hypothesis valid in G7 countries? *Prague Economic Papers*, University of Economics, Prague, v. 2016, n. 3, p. 271-286, 2016.

AKBAS, Y. E.; LEBE, F.; ZEREN, F. Testing the validity of the triplet deficit hypothesis for Turkey: Asymmetric causality analysis. *Journal of Business and Economics*, v. 7, n. 14, p. 137-154, 2014.

ALVES, V. S. V.; SILVA, C. G.; LOPES, D. T. Déficit em conta corrente, poupança externa e gasto público no Brasil: Uma análise empírica. In: ANPEC – ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS CENTROS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA. *Anais do XXXVIII Encontro Nacional de Economia*. [S.l.], 2011.

ARAÚJO, T. F.; OLIVEIRA, A. C. de; RESENDE, M. F. da C.; MORO, S. Déficits gêmeos e taxa de câmbio real. *Revista de Economia Contemporânea*, Rio de Janeiro, v. 13, n. 1, p. 5-30, 2009.

AURELIO, M. M. Poupança externa e o financiamento do desenvolvimento. *Texto para discussão*, Coordenação Geral de Finanças públicas e Política Fiscal do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 1997.

BAHARUMSHAH, A. Z.; LAU, E.; KHALID, A. M. Testing twin deficits hypothesis using vars and variance decomposition. *Journal of the Asia Pacific economy*, Taylor & Francis, v. 11, n. 3, p. 331-354, 2006.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. *Atas do Copom*. 2018. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/?ATACOPOM>>. Acesso em jun. 2018.

BARRO, R. J. Are government bonds net wealth? *Journal of Political Economy*, The University of Chicago Press, v. 82, n. 6, p. 1095-1117, 1974. <https://doi.org/10.1086/260266>

BARRO, R. J. Reputation in a model of monetary policy with incomplete information. *Journal of Monetary Economics*, v. 17, p. 3-20, 1986. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(86\)90003-6](https://doi.org/10.1016/0304-3932(86)90003-6)

BARRO, R. J. The ricardian approach to budget deficits. *Journal of Economic Perspectives*, v. 3, n. 2, p. 37-54, 1989. <https://doi.org/10.1257/jep.3.2.37>

BARRO, R. J.; GORDON, D. B. Rules, discretion and reputation in a model of monetary policy. *Journal of monetary economics*, Elsevier, v. 12, n. 1, p. 101-121, 1983. <https://doi.org/10.3386/w1079>

BARTOLINI, L.; LAHIRI, A. Twin deficits, twenty years later. *Current Issues in Economics and Finance*, v. 12, n. 7, p. 1-7, 2006.

BATINI, N.; TURNBULL, K. A dynamic monetary conditions index for the UK. *Journal of Policy Modeling*, Elsevier, v. 24, n. 3, p. 257-281, 2002. [https://doi.org/10.1016/S0161-8938\(02\)00104-7](https://doi.org/10.1016/S0161-8938(02)00104-7)

BLANCHARD, O. Fiscal dominance and inflation targeting: lessons from Brazil. *NBER Working Paper*, Cambridge, MA: MIT Press, n. W10389, 2004. <https://doi.org/10.3386/w10389>

BOLAT, S.; DEGIRMEN, S.; SENGONUL, A. Does triple deficits have (un)stable causality for the EU members? evidence from bootstrap-corrected causality tests. *Procedia Economics and Finance*, Elsevier, v. 16, p. 603-612, 2014. [https://doi.org/10.1016/S2212-5671\(14\)00847-8](https://doi.org/10.1016/S2212-5671(14)00847-8)

BRESSER-PEREIRA, L. C. Substituição de poupanças. In:_____. *Macroeconomia da estagnação: Crítica da ortodoxia convencional no Brasil pós-1994*. São Paulo: Editora 34, 2007. cap. 5, p. 149-166.

BRESSER-PEREIRA, L. C. Déficit, poupança e crescimento. *Revista Economia & Tecnologia*, v. 6, n. 3, 2010.

BRESSER-PEREIRA, L. C.; GALA, P. Por que a poupança externa não promove crescimento. *Revista de Economia Política*, SciELO Brasil, v. 27, n. 1, p. 3-19, 2007.

BRESSER-PEREIRA, L. C.; GONZALEZ, L.; LUCINDA, C. Crises financeiras nos anos 1990 e poupança externa. *Nova Economia*, Universidade Federal de Minas Gerais, v. 18, n. 3, p. 327-357, 2008.

BRESSER-PEREIRA, L. C.; NAKANO, Y. Crescimento econômico com poupança externa? *Brazilian Journal of Political Economy*, v. 23, n. 2, p. 3-27, 2003.

BROWN, R.; DURBIN, J.; EVANS, J. Techniques for testing the constancy of regression relationships over time. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, Blackwell Publishing for the Royal Statistical Society, v. 37, n. 2, p. 149-192, 1975.

CAETANO, S. M.; SILVA, G. E.; CORR^EA, W. L. R. Abordagem discreta para a dinâmica da taxa Selic-meta. *Economia Aplicada*, SciELO Brasil, v. 15, n. 2, p. 199- 221, 2011.

CARNEIRO, D. D.; WU, T. Y. H. Contas externas e política monetária. *Revista Brasileira de Economia*, SciELO Brasil, v. 58, n. 3, p. 301-323, 2004.

COCHRANE, J. H. A frictionless view of US inflation. *NBER macroeconomics annual*, MIT Press, v. 13, p. 323-384, 1998. <https://doi.org/10.3386/w6646>

DAMASCENO, A. O. Integração financeira internacional e crescimento econômico: uma crítica a abordagem convencional. *Economia e Sociedade*, SciELO Brasil, v. 16, n. 2, p.171-98, 2007.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American statistical association*, Taylor & Francis, v. 74, n. 366a, p. 427-431, 1979.

DORNBUSCH, R.; GOLDFAJN, I.; VALDES, R. O.; EDWARDS, S.; BRUNO, M. Currency crises and collapses. *Brookings papers on economic activity*, JSTOR, v. 1995, n. 2, p. 219-293, 1995.

DUGUAY, P. Empirical evidence on the strength of the monetary transmission mechanism in Canada: An aggregate approach. *Journal of Monetary Economics*, Elsevier, v. 33, n. 1, p. 39-61, 1994. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(94\)90013-2](https://doi.org/10.1016/0304-3932(94)90013-2)

EDWARDS, S. Why are saving rates so different across countries?: An international comparative analysis. *NBER Working Paper*, Cambridge, MA: MIT Press, n. W5097, 1995. <https://doi.org/10.3386/w5097>

EICHENGREEN, B.; LEBLANG, D. Capital account liberalization and growth: was Mr. Mahathir right? *International Journal of Finance & Economics*, Wiley Online Library, v. 8, n. 3, p. 205-224, 2003.

EIKA, K. H.; ERICSSON, N. R.; NYMOEN, R. Hazards in implementing a monetary conditions index. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Wiley Online Library, v. 58, n. 4, p. 765-790, 1996.

ELLIOTT, G.; ROTHENBERG, T. J.; STOCK, J. H. et al. Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica*, Econometric Society, v. 64, n. 4, p. 813-836, 1996.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, Blackwell Publishing Ltd., v. 55, n. 2, p. 251, 1987. <https://doi.org/10.2307/1913236>

FELDSTEIN, M.; HORIOKA, C. Domestic saving and international capital flows. *The Economic Journal*, JSTOR, v. 90, n. 358, p. 314-329, 1980. <https://doi.org/10.2307/2231790>

FONSECA NETO, F. A.; TEIXEIRA, J. Crescimento com restrições de balanço de pagamentos e déficits gêmeos no Brasil a partir dos anos noventa. In: ANPEC- ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS CENTROS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA. *Anais do XXXII Encontro Nacional de Economia*. [S.l.], 2004.

FREEDMAN, C. The use of indicators and of the monetary conditions index in Canada. In: *Frameworks for monetary stability: policy issues and country experiences*. Washington: Washington: International Monetary Fund, 1994. cap. 18, p. 458-476.

FREEDMAN, C. The role of monetary conditions and the monetary conditions index in the conduct of policy [speech]. *Bank of Canada Review*, Bank of Canada, v. 1995, p. 53-59, 1995.

FROCHEN, P. Monetary conditions indices. *Banque de France Bulletin Digest*, v. 31, p. 96-112, 1996.

GAN, P. T.; KWEK, K. T. Estimating monetary policy rules: An optimal monetary conditions index for Malaysia. *International Research Journal of Finance and Economics*, v. 14, p. 196-211, 2008.

GERLACH, S.; SMETS, F. MCIs and monetary policy. *European Economic Review*, Elsevier, v. 44, n. 9, p. 1677-1700, 2000. [https://doi.org/10.1016/S0014-2921\(99\)00013-6](https://doi.org/10.1016/S0014-2921(99)00013-6)

HOLMES, M. J. Threshold cointegration and the short-run dynamics of twin deficit behavior. *Research in Economics*, Elsevier, v. 65, n. 3, p. 271-277, 2011.

IPEADATA. Taxa de câmbio nominal (média mensal de venda) - (R\$/US\$). 2018. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em jun. 2018.

JOHANSEN, S. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, JSTOR, v. 59, p. 1551-1580, 1991.

KANNAN, R.; SANYAL, S.; BHOI, B. B. Monetary conditions index for India. *Reserve Bank of India Occasional Papers*, Citeseer, v. 27, n. 3, p. 57-86, 2007.

KESRIYELI, M.; KOCAKER, I. I. et al. *Monetary conditions index: A monetary policy indicator for Turkey*. [S.l.: s.n.], 1999. (Discussion Paper, 9908).

KHALID, A. M.; GUAN, T. W. Causality tests of budget and current account deficits: Cross-country comparisons. *Empirical Economics*, Springer, v. 24, n. 3, p. 389-402, 1999. <https://doi.org/10.1007/s001810050062>

KODRA, O. Estimation of weights for the monetary conditions index in Albania. *Bank of Albania*, Department Research, v. 7, n. 30, p. 1-23, 2011.

KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P. C.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of econometrics*, Elsevier, v. 54, n. 1-3, p. 159-178, 1992.

KYDLAND, F. E.; PRESCOTT, E. C. Rules rather than discretion: The inconsistency of optimal plans. *Journal of political economy*, The University of Chicago Press, v. 85, n. 3, p. 473-491, 1977.

LATTIE, C. Estimating monetary conditions index for Jamaica. In: *XXXI Annual Monetary Studies Conference*. Paramaribo, Surinami: [s.n.], 1999. p. 18-21.

LEEPER, E. M. Equilibria under 'active' and 'passive' monetary and fiscal policies. *Journal of monetary economics*, Elsevier, v. 27, n. 1, p. 129-147, 1991.

LUCAS, R. E. Expectations and the neutrality of money. *Journal of economic theory*, Academic Press, v. 4, n. 2, p. 103-124, 1972.

MAYES, D.; VIR_EN, M. The exchange rate and monetary conditions in the euro area. *Bank of Finland Discussion Papers*, n. 27/98, 1998.

NEAIME, S. *Twin deficits in Lebanon: A time series analysis*. [S.l.]: American University of Beirut, 2008.

OBSTFELD, M.; ROGOFF, K. The six major puzzles in international macroeconomics: is there a common cause? *NBER macroeconomics annual*, MIT press, v. 15, p. 339-390, 2000.

PESARAN, M. H.; SHIN, Y. An autoregressive distributed-lag modelling approach to cointegration analysis. *Econometric Society Monographs*, Cambridge University Press, v. 31, p. 371-413, 1998.

PESARAN, M. H.; SHIN, Y.; SMITH, R. J. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of applied econometrics*, Wiley Online Library, v. 16, n. 3, p. 289-326, 2001.

PHILLIPS, P. C.; HANSEN, B. E. Statistical inference in instrumental variables regression with I(1) processes. *The Review of Economic Studies*, Wiley-Blackwell, v. 57, n. 1, p. 99-125, 1990. <https://doi.org/10.2307/2297545>

PHILLIPS, P. C.; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, Oxford University Press, v. 75, n. 2, p. 335-346, 1988.

POON, W. C. A monetary policy rule: The augmented monetary conditions index for Philippines using UECM and bounds tests. *MONASH University, Department of Economics, Discussion Papers*, n. 04/10, 2010.

PORTELLA, P. Plano Brady: da retórica a realidade. *Estudos Econômicos*, v. 24, n. 1, p. 55-105, 1994.

RATHA, A. Twin deficits or distant cousins? evidence from india1. *South Asia Economic Journal*, Sage Publications Sage India: New Delhi, India, v. 13, n. 1, p. 51-68, 2012. <https://doi.org/10.1177/139156141101300103>

REINHART, C. M.; TALVI, E. Capital flows and saving in Latin America and Asia: a reinterpretation. *Journal of Development Economics*, Elsevier, v. 57, n. 1, p. 45-66, 1998. [https://doi.org/10.1016/S0304-3878\(98\)00077-7](https://doi.org/10.1016/S0304-3878(98)00077-7)

RESENDE, M. F. C. Deficits gêmeos e poupança nacional: abordagem convencional e pós keynesiana. In: ANPEC - ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS CENTROS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA. *Anais do XXXIII Encontro Nacional de Economia* [S.l.], 2005.

ROCHA, M. A. A.; OREIRO, J. L. Acumulação de capital, poupança externa e desempenho macroeconômico dos países emergente. *Economia e Sociedade*, Directory of Open Access Journals, v. 20, n. 1, p. 33-52, 2011.

ROGOFF, K. The optimal degree of commitment to an intermediate monetary target. *The quarterly journal of economics*, MIT Press, v. 100, n. 4, p. 1169-1189, 1985.

RUTH, K. *Interest rate reaction functions for the euro area Evidence from panel data analysis*. [S.l.], 2004. (1, 33).

SARGENT, T. The ends of four big inflations. In: HALL, R. (Ed.). *Inflation: Causes and Effects*. Chicago: University of Chicago Press, 1982.

SARGENT, T. J.; WALLACE, N. Some unpleasant monetarist arithmetic. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, v. 5, n. 3, p. 1-17, 1981.

SCHMIDT-HEBBEL, K.; WEBB, S. B.; CORSETTI, G. Household saving in developing countries: first cross-country evidence. *The World Bank Economic Review*, Oxford University Press, v. 6, n. 3, p. 529-547, 1992.

SEN, A.; SENTURK, M.; SANCAR, C.; AKBAS, Y. E. Empirical findings on triplet deficits hypothesis: The case of Turkey. *Journal of Economic Cooperation and Development*, v. 35, n. 1, p. 81-102, 2014.

SEN, H.; KAYA, A. Are the twin or triple deficits hypotheses applicable to post communist countries? *BOFIT Discussion Papers*, Suomen Pankki, Siirtymatalouksien Tutkimuslaitos, v. 2016, n. 3, p. 1, 2016.

SIMS, C. A. A simple model for study of the determination of the price level and the interaction of monetary and fiscal policy. *Economic theory*, Springer, v. 4, n. 3, p. 381-399, 1994.

SOBRINO, C. R. The twin deficits hypothesis and reverse causality: A short-run analysis of Peru. *Journal of Economics, Finance & Administrative Science*, v. 18, n. 34, 2013.

SOUZA, T. A.; SILVA, C. G. Déficitos gêmeos na economia brasileira: uma investigação via modelos de defasagens distribuídas. *Revista de Economia Aplicada*, 2016.

SZAKOLCZAI, G. The triple deficit of Hungary. *Hungarian Statistical Review*, v. 84, n. 10, p. 40-62, 2006.

TANG, T. C. Fiscal deficit, trade deficit, and financial account deficit: Triple deficit hypothesis with the US experience. Department of Economics; *School of Business Monash University Malaysia, Discussion paper*, n. 06/14, 2014.

TAYLOR, J. B. Discretion versus policy rules in practice. *Carnegie-Rochester conference series on public policy*, v. 39, p. 195-214, 1993. [https://doi.org/10.1016/0167-2231\(93\)90009-L](https://doi.org/10.1016/0167-2231(93)90009-L)

UTHOFF, A.; TITELMAN, D. The relationship between foreign and national savings under financial liberalization. In: FFRENCH-DAVIS, R.; REISEN, H. (Ed.). *Capital Flows and Investment Performance: Lessons from Latin America*. Paris: OECD Publishing, 1998. cap. 2, p. 23-42.

VAMVOUKAS, G. A. The twin deficits phenomenon: evidence from Greece. *Applied economics*, Taylor & Francis, v. 31, n. 9, p. 1093-1100, 1999.

WOODFORD, M. Monetary policy and price level determinacy in a cash-in-advance economy. *Economic theory*, Springer, v. 4, n. 3, p. 345-380, 1994.

WOODFORD, M. Price-level determinacy without control of a monetary aggregate. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, v. 43, p. 1-46, 1995. [https://doi.org/10.1016/0167-2231\(95\)90033-0](https://doi.org/10.1016/0167-2231(95)90033-0)

WOODFORD, M. Fiscal requirements for price stability. *Journal of Money, Credit and Banking*, JSTOR, p. 669-728, 2001. <https://doi.org/10.3386/w8072>

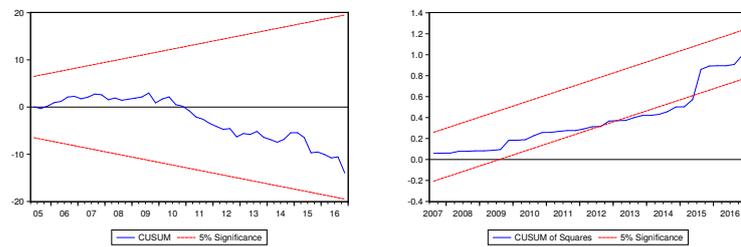
WOODFORD, M. *Interest and prices: Foundations of a theory of monetary policy*. Princeton: Princeton University Press, 2003.

APÊNDICE A

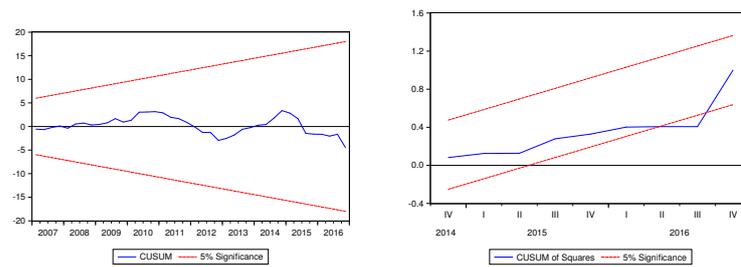
Teste De Estabilidade dos Coeficientes (CUSUM) e (CUSUMQ)

Figura A.1 – Teste De Estabilidade dos Coeficientes (CUSUM) e (CUSUMQ) referente aos modelos do Capítulo 3 – Déficits Triplos na Economia Brasileira: Uma Análise via Modelos ARDL

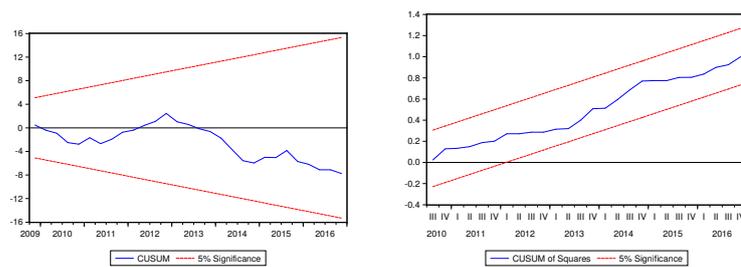
Modelo 1



Modelo 2



Modelo 3



Modelo 4

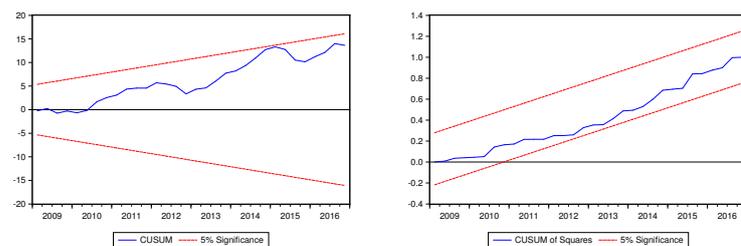
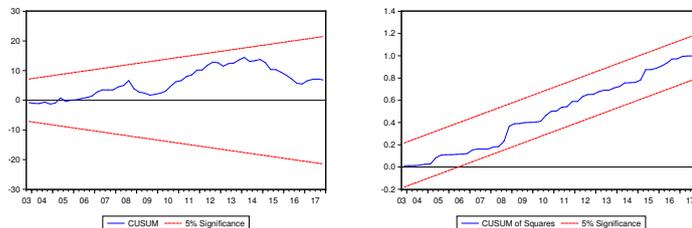
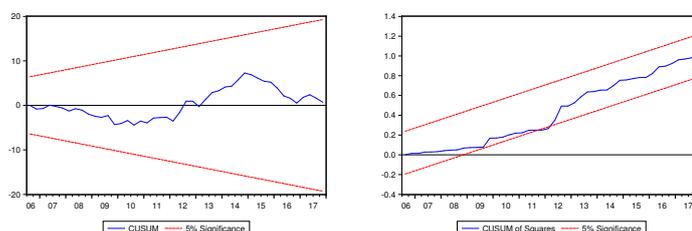


Figura A.2 – Teste De Estabilidade dos Coeficientes (CUSUM) e (CUSUMQ) referente aos modelos do Capítulo 4 – Poupança Externa e Crescimento Econômico Brasileiro: Uma Análise de Duas Visões Dísparas

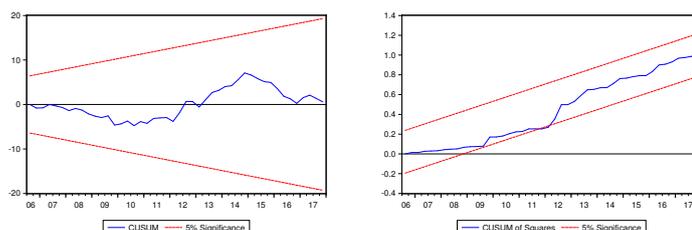
Modelo 1



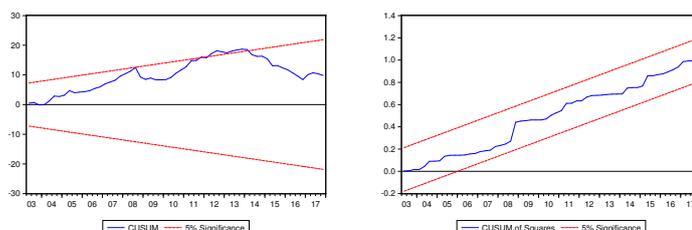
Modelo 2



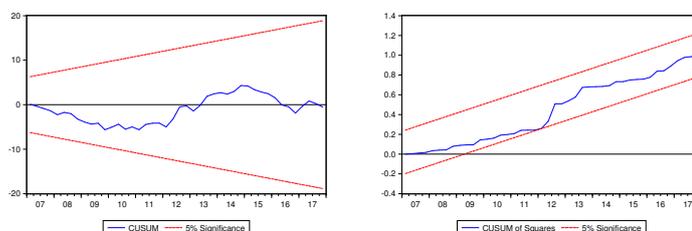
Modelo 3



Modelo 4



Modelo 5



Modelo 6

