

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

Rafaela Maiara Caetano

Matrícula 11612ECO011

DETERMINANTES DA CONFIANÇA DO CONSUMIDOR:
UMA ANÁLISE DA DINÂMICA DE POLÍTICA MONETÁRIA NO BRASIL

Uberlândia
2017

RAFAELA MAIARA CAETANO

DETERMINANTES DA CONFIANÇA DO CONSUMIDOR:
UMA ANÁLISE DA DINÂMICA DE POLÍTICA MONETÁRIA NO BRASIL

Dissertação apresentada ao Instituto de Economia
da Universidade Federal de Uberlândia, como
requisito parcial para obtenção do Título de Mestre
em Economia.

Área de Concentração: Desenvolvimento
Econômico
Orientador: Prof. Dr. Cleomar Gomes da Silva

Uberlândia, 20 de Dezembro de 2017

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

C128d Caetano, Rafaela Maiara, 1994-
2017 Determinantes da confiança do consumidor : uma análise da
dinâmica de política monetária no Brasil / Rafaela Maiara Caetano. -
2017.
 41 f. : il.

 Orientador: Cleomar Gomes da Silva.
 Dissertação (mestrado) - Universidade Federal de Uberlândia,
Programa de Pós-Graduação em Economia.
 Disponível em: <http://dx.doi.org/10.14393/ufu.di.2018.178>
 Inclui bibliografia.

1. Economia - Teses. 2. Política monetária - Brasil - Teses. 3.
Consumidores - Aspectos psicológicos - Teses. 4. Comportamento do
consumidor - Aspectos econômicos - Teses. I. Silva, Cleomar Gomes da.
II. Universidade Federal de Uberlândia. Programa de Pós-Graduação em
Economia. III. Título.

CDU: 330

Nelson Marcos Ferreira – CRB6/3074

RAFAELA MAIARA CAETANO

DETERMINANTES DA CONFIANÇA DO CONSUMIDOR:
UMA ANÁLISE DA DINÂMICA DE POLÍTICA MONETÁRIA NO BRASIL

Dissertação apresentada ao Instituto de Economia
da Universidade Federal de Uberlândia, como
requisito parcial para obtenção do Título de Mestre
em Economia.

Área de Concentração: Desenvolvimento
Econômico

BANCA EXAMINADORA
Uberlândia, 20 de Dezembro de 2017

Orientador: Professor Dr.^o Cleomar Gomes da Silva – IERI UFU

Professora Dr.^a Vanessa da Costa Val Munhoz – IERI UFU

Professor Dr.^o Cláudio Roberto Fóffano Vasconcelos - UFJF

AGRADECIMENTOS

Ao meu misericordioso Deus, por sempre me iluminar e dar força e paciência para vencer cada etapa e por não me deixar desistir de lutar pelos meus objetivos.

A toda minha família, em especial aos meus pais, José Orlando e Dirlene, e ao meu irmão, Romário, por não medirem esforços para que eu pudesse chegar onde cheguei. Obrigada por tanto amor, carinho, dedicação e, principalmente, consolo nos momentos mais difíceis fazendo com que eu não desistisse.

Ao meu namorado, Guilherme, por tanto amor, paciência e compreensão nos momentos em que eu não pude estar presente. O meu muito obrigada pela compreensão e apoio de sempre.

Ao meu orientador, Professor Cleomar Gomes, por todo conhecimento passado. Agradeço não só a disponibilidade, mas também atenção, ajuda, conselhos e também toda a agilidade em sua orientação. O meu muito obrigada por contribuir na minha formação acadêmica e por tudo!

A todos os professores do Instituto de Economia pela dedicação e pelos conhecimentos transmitidos.

Um agradecimento especial à Camila, secretária do PPGE/UFU, pela disponibilidade, agilidade e paciência de sempre quando é solicitada.

Aos professores Vanessa da Costa Val Munhoz e Cláudio Roberto Fóffano Vasconcelos por aceitarem o convite para participar da banca examinadora desta dissertação.

Agradeço também os comentários e sugestões dos debatedores e participantes do X Encontro da Associação Keynesiana Brasileira (AKB) 2017, onde uma versão preliminar deste trabalho foi apresentada.

Às minhas queridas amigas de mestrado, Naiane e Fernanda, que foram muito mais que companheiras de sala, foram amigas para a vida. O meu muito obrigada por todo carinho, atenção e acolhimento nestes dois anos de mestrado. Com elas dividi e vivenciei os momentos alegres e de dificuldade neste período curto, porém, intenso. Não posso deixar de agradecer também a amizade e companheirismo da nossa querida Francielly, que com seu jeitinho meigo, sempre nos acolheu com suas palavras de calma e seus conselhos valiosos. Muito obrigada pelo carinho de sempre, Fran!

À querida Manuela, companheira de apartamento, com a qual também dividi todas as alegrias e dificuldades deste período do mestrado. Obrigada pelo seu jeito divertido e por tornar os meus anos em Uberlândia mais leve com toda sua alegria.

RESUMO

É cada vez mais visível a forma como os fatores emocionais e psicológicos influenciam nas tomadas de decisões dos agentes econômicos. Sendo assim, os indicadores de confiança vem ganhando importância analítica nas últimas décadas por mensurar justamente esses fatores qualitativos no seu cálculo. Assim, o objetivo deste estudo é investigar os determinantes da confiança do consumidor no Brasil, assim como os efeitos da dinâmica de política monetária sobre esta confiança. A metodologia econométrica aplicada envolve Modelos Autorregressivos de Defasagem Distribuída (ARDL) aliados à abordagem de cointegração, para dados mensais entre janeiro de 2003 e dezembro de 2016. Os resultados empíricos sugerem que existe uma relação de longo prazo entre o Índice de Confiança do Consumidor e as demais variáveis analisadas. Em relação à dinâmica de curto prazo, o mecanismo de correção de erros varia entre 1,9% e 8,7%, a depender do modelo estimado. Isto sugere que variáveis econômicas influenciam a confiança do consumidor e, quando esta confiança é posta em xeque, ela se recupera de forma demorada.

Palavras Chaves: Confiança do Consumidor; Política Monetária; ARDL; Brasil.

ABSTRACT

It is increasingly visible how emotional and psychological factors influence the decision-making of economic agents. Thus, confidence indicators have been gaining analytical importance in the last decades by measuring precisely these qualitative factors in their calculation. The objective of this study is to investigate the determinants of consumer confidence in Brazil, as well as the effects of monetary policy dynamics on this confidence. The applied econometric methodology involves Autorregressive Distributed Lag (ARDL) allied to the cointegration approach, for monthly data between January 2003 and December 2016. The empirical results suggest that there is a long-term relationship between the consumer confidence index and the other analyzed variables. In relation to short-term dynamics, the error correction mechanism varies between 1.9% and 8.7%, depending on the estimated model. This suggests that economic variables influence consumer confidence, and when this confidence is put in check, it recovers in a time-consuming manner.

Key words: Consumer Confidence, Monetary Policy, Confidence Index, ARDL, Brazil.

LISTA DE FIGURAS

Figura A.1 – Testes de Estabilidade CUSUM e CUSUMSQ do Modelo 1.....	40
Figura A.2 – Testes de Estabilidade CUSUM e CUSUMSQ do Modelo 2.....	40
Figura A.3 – Testes de Estabilidade CUSUM e CUSUMSQ do Modelo 3.....	40

LISTA DE TABELAS

Tabela 1.1 – Sumário dos Estudos Empíricos	17
Tabela 3.1 – Variáveis do Modelo	24
Tabela 3.2 – Estatísticas Descritivas	25
Tabela 4.1 – Testes de Raiz Unitária (Jan/2003 a Dez/2016)	27
Tabela 4.2 – Estimativas dos Modelos ARDL	28
Tabela 4.3 – Testes de Cointegração ARDL – Testes dos Limites (<i>Bounds</i>)	29
Tabela 4.4 – Modelos ARDL: Coeficientes de Longo Prazo	31
Tabela 4.5 – Dinâmica de Curto Prazo dos Modelos ARDL: Correção de Erros e Variáveis Significativas	32
Tabela A.1 – Dinâmica de Curto Prazo dos Modelos ARDL	41

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 2.1 – Índice de Confiança do Consumidor – ICC – Fecomercio-Sp	19
Gráfico 2.2 – Índice Nacional de Expectativa do Consumidor – INEC – CNI	20
Gráfico 3.1 – Índice de Confiança do Consumidor do Brasil – OCDE	25

LISTA DE SIGLAS E ABREVIAÇÕES

AIC	Critério de Informação de Akaike
ARDL	Autorregressivo de Defasagem Distribuída
BCB	Banco Central do Brasil
BIS	Banco de Compensações Internacionais
CNI	Confederação Nacional da Indústria
COPOM	Comitê de Política Monetária
CUSUM	Soma Cumulativa Recursiva dos Resíduos
CUSUMSQ	Soma Cumulativa Recursiva dos Resíduos ao Quadrado
ECM	Mecanismo de Correção de Erro
ERR	Taxa de Câmbio Real
FECOMERCIO-SP	Federação do Comércio do Estado de São Paulo
FGV	Fundação Getúlio Vargas
IBCBR	Índice de Atividade Econômica do Banco Central do Brasil
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
IBOPE	Instituto Brasileiro de Opinião Estatística
IBRE	Instituto Brasileiro de Economia
ICC	Índice de Confiança do Consumidor
INEC	Índice Nacional de Expectativa do Consumidor
IPCA	Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo
LFT	Letras Financeiras do Tesouro
MQG	Mínimos Quadrados Generalizado
MQO	Mínimos Quadrados Ordinário
OCDE	Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico
PED	Taxa de Desemprego
PIB	Produto Interno Bruto
SEADE	Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados, Pesquisa de Emprego e Desemprego
VAR	Vetores Autorregressivos

SUMÁRIO

INTRODUÇÃO	12
CAPÍTULO 1. UMA BREVE REVISÃO DE LITERATURA	
1.1. Índices de Confiança do Consumidor e sua Capacidade Preditiva	14
1.2 Determinantes da Confiança do Consumidor	16
CAPÍTULO 2. ÍNDICES DE CONFIANÇA DO CONSUMIDOR NO BRASIL E SUAS CARACTERÍSTICAS	
	18
CAPÍTULO 3. METODOLOGIA ECONOMÉTRICA E DADOS	
3.1. Metodologia ARDL	22
3.2. Descrição das Variáveis Utilizadas	23
3.3. Estratégia Empírica	25
CAPÍTULO 4. RESULTADOS	
	27
CONSIDERAÇÕES FINAIS	
	34
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	
	35
ANEXOS	
	39

INTRODUÇÃO

É cada vez mais visível a forma como os fatores emocionais e psicológicos influenciam nas tomadas de decisões dos agentes econômicos. Sendo assim, os indicadores de confiança vem ganhando importância analítica nas últimas décadas por mensurar justamente esses fatores qualitativos no seu cálculo. Por serem divulgados com uma certa rapidez, estes indicadores também se tornam ferramentas úteis para antecipar comportamentos de variáveis macroeconômicas, principalmente os indicadores de confiança dos consumidores. Assim, entender os determinantes da confiança do consumidor contribui para melhorar a qualidade e a efetividade da elaboração de políticas, sejam elas monetárias, fiscais, tributárias ou de renda.

Neste sentido, em decisões de política monetária, o Banco Central trabalha com a taxa de juros (Regra de Taylor) como instrumento. Além desta regra, as decisões de política monetária são fundamentalmente baseadas no comportamento do consumidor, uma vez que são amparadas pela dinâmica de um índice de preço ao consumidor. Sendo assim, o comportamento da demanda se torna muito importante (Banco Central, 2011). Desta forma, a confiança do consumidor deve receber um peso importante, sendo relevante o seguinte questionamento: o que determina esta confiança do consumidor?

Esta discussão se faz importante em todas as economias do mundo, e não é menos importante no Brasil. Ao se descobrir quais as variáveis mais relevantes e de maior impacto sobre a confiança do consumidor, os formuladores de política passarão a conduzir melhor as expectativas na tentativa de criar surtos de otimismo sobre os consumidores e, consequentemente, melhorar seus indicadores de confiança.

Existe uma vasta literatura¹ que analisa a relação entre a confiança do consumidor e os indicadores econômicos. Contudo, a maioria deles se concentram no poder preditivo dos índices de confiança sobre o consumo privado. Embora o conhecimento desta relação seja importante, entender os determinantes da confiança do consumidor se torna um esforço valioso do ponto de vista da formulação de política monetária.

A hipótese deste estudo se baseia no fato de que o Índice de Confiança do Consumidor brasileiro poder exercer influências sobre a atuação da política monetária por meio do canal das expectativas, impactando o lado real da economia. Neste sentido, ressalta-se que os

¹ Podem ser citados alguns estudos como Acemoglu e Scott (1994), Carroll et al. (1994), Ludvigson (2004), Kwan e Cotsomitis (2006), Belessiotis (1996), Dees e Brinca (2013), Fan e Wong (1998), Paradiso et al. (2014).

formuladores de política monetária podem confiar nos sinais emitidos pelos consumidores, permitindo-lhes aprimoramento na elaboração e implementação destas políticas.

Portanto, o objetivo deste trabalho é investigar os determinantes da confiança do consumidor² no Brasil, assim como os efeitos da dinâmica de política monetária sobre esta confiança. Essa proposta representa uma contribuição metodológica em que, através do modelo desenvolvido, busca-se elaborar uma ferramenta para a melhor condução de políticas, baseadas nas expectativas dos consumidores. Especificamente, pretende-se i) empreender uma revisão da literatura do arcabouço teórico sobre a confiança do consumidor, dos aspectos teóricos referentes a sua capacidade preditiva e também sobre os determinantes desta confiança e ii) aplicar o modelo para a economia brasileira e identificar os indicadores econômicos que mais impactam sobre o índice de confiança numa estratégia de aprimoramento da política monetária a ser implementada.

O trabalho encontra-se estruturado em quatro capítulos, além desta introdução. O primeiro capítulo destina-se a uma revisão teórica e empírica da literatura dos determinantes da confiança do consumidor e sua capacidade preditiva e dos aspectos relacionados aos determinantes do consumidor em si e sua relação com a dinâmica de política monetária. No segundo capítulo retratam-se aspectos acerca dos índices de confiança do consumidor brasileiro e suas principais características. No terceiro capítulo apresenta-se a metodologia e os dados utilizados. O último capítulo compreende a apresentação e discussão dos resultados das estimativas econométricas. Por fim, têm-se as considerações finais.

² Ou também determinantes do Índice de Confiança do Consumidor.

CAPÍTULO 1: UMA BREVE REVISÃO DE LITERATURA

1.1. Índices de Confiança do Consumidor e sua Capacidade Preditiva

A literatura sobre a confiança do consumidor é bastante extensa, principalmente nos estudos que analisam a sua capacidade preditiva. Em menor número estão os estudos voltados para investigar os determinantes da confiança do consumidor, especialmente para o caso do Brasil.

Debes et. al. (2014) salientaram que existem duas visões estruturais alternativas sobre a confiança do consumidor e seus impactos sobre a economia. A primeira delas é denominada de “*news approach*”, em que os consumidores estão expostos a informações sobre os fundamentos futuros da economia e, dado que os agentes são racionais, a tendência é que os efeitos sejam duradouros sobre a atividade econômica quando eles levam em conta tal “notícia”. Sendo assim, nesta abordagem, a confiança do consumidor possui informações que são ortogonais aos fundamentos atuais, o que tem elevado o papel da confiança do consumidor como um elemento importante na transmissão de choques.

A segunda visão, de acordo com os autores, é a denominada de “*pure sentiment*” ou “*animal spirits*”, introduzida por Pigou (1929) e Keynes (1936). A ideia se baseia no fato de que surtos contagiosos de otimismo ou pessimismo podem amplificar o ciclo econômico, podendo estes surtos serem autônomos e desvinculados dos fundamentos futuros, o que se torna quantitativamente importantes para as flutuações dos ciclos de negócios.

Após a publicação do trabalho de Katona (1968), os esforços para compreender melhor os impactos da confiança do consumidor se intensificaram. Neste trabalho, o autor salientou que os consumidores não reagem apenas às mudanças nas variáveis macroeconômicas, mas também aos fatores não econômicos, como eventos sociais ou crises políticas. Dentre os principais estudos da confiança do consumidor e sua capacidade preditiva estão os estudos de Acemoglu e Scott (1994), Carroll et al. (1994), Ludvigson (2004) e Kwan e Cotsomitis (2006). Também podem ser citados Belessiotis (1996), para a França; Dees e Brinca (2013), para os EUA e Zona do Euro; Fan e Wong (1998), para Hong Kong; Paradiso et. al. (2014), para o caso italiano, além de Çelik e Öserkek (2009) para União Europeia, dentre outros.

Para o caso do Brasil, Lopes e Jesus (2016) investigaram a capacidade preditiva do Índice de Confiança do Consumidor sobre o consumo doméstico no Brasil. Os autores

utilizaram dados trimestrais de 1997 a 2015 e encontraram uma relação positiva entre taxa de crescimento do PIB e crescimento do índice. Por outro lado, o estudo não forneceu evidências que assegurassem um relacionamento entre o crescimento da taxa de juros e a taxa de crescimento do consumo.

De Mello et. al. (2014) também analisaram a capacidade preditiva dos principais índices de confiança disponíveis no Brasil para o período de 2002 a 2014, utilizando a abordagem VAR. Os resultados sugeriram que o índice de confiança da indústria é mais importante na previsão das variáveis de atividade econômica, tanto presentes quanto futuras, do que os outros índices utilizados, como o do consumidor. Não foram encontrados, entretanto, estudos que investigam os determinantes da confiança do consumidor para o caso do Brasil.

Akerlof e Shiller (2010) argumentaram em seu livro “*Animal Spirits*” que a psicologia humana conduz eventos financeiros em todo mundo e que o termo confiança aparece com frequência na literatura de negócios, mas eles enfatizam outros elementos além da capacidade preditiva da confiança. Em meio à crise econômica de 2008, verificou-se uma ausência de confiança generalizada entre os consumidores, fazendo com que as políticas econômicas que se julgavam exitosas fossem prejudicadas. Ademais, ainda de acordo com os autores, a restauração da confiança se torna fundamental para a recuperação econômica, especialmente em períodos de recessões, como ocorreu na Grande Depressão e após a Segunda Guerra Mundial.

Keynes (1936) salientou que os denominados “*animal spirits*” podem influenciar a economia real na medida em que as expectativas desses agentes sobre os acontecimentos impactam direta ou indiretamente as variáveis macroeconômicas.

No que se refere aos estudos que mostram como a incerteza afeta a atividade econômica via expectativa das famílias pode-se citar os trabalhos de Carroll (1997) e Romer (1990). Estes autores mostraram que uma maior incerteza faz com que os agentes construam um estoque de reserva de poupança para se precaverem contra eventualidades.

O relacionamento entre comportamento do consumidor e política monetária pode ser visto no trabalho de Silvia e Iqbal (2011), em que forneceram um quadro teórico destacando o papel da confiança nos ciclos econômicos, assim como os efeitos das políticas monetária e fiscal sobre a confiança para os EUA. Além disso, os autores debateram como as políticas monetária e fiscal restauram a confiança. Os autores estimaram um Vetor Autorregressivo (VAR) para o período de 1959 a 2009 e os resultados sugeriram que as políticas monetária e fiscal têm uma relação estável de curto e longo prazos com a confiança e produto interno bruto real (PIB real).

Lapp e Pearce (2012), por sua vez, examinaram se as notícias econômicas afetam diretamente as mudanças de política monetária, mensuradas por mudanças nos preços futuros da taxa de fundos federais, também nos EUA. Os autores utilizaram dados de alta frequência (diários), para o período de 1995 a 2008, e encontraram evidências de que: i) notícias econômicas movem os preços dos ativos e que o mercado futuro dos fundos federais reage lentamente com algumas notícias, em especial a notícias de inflação; ii) diversos eventos de notícias têm pouco ou nenhum efeito sobre a política monetária esperada, demonstrando que preços dos ativos serão afetados por um canal diferente do que o de mudança nesta política.

1.2 Determinantes da Confiança do Consumidor

Quanto aos estudos destinados à investigação dos determinantes da confiança do consumidor, pode-se dizer que estes consideram um grande grupo de variáveis. De maneira geral, esses determinantes podem ser coletados em três grandes categorias, quais sejam, variáveis macroeconômicas, variáveis financeiras e outros fatores. As variáveis macroeconômicas são utilizadas para mensurar a taxa de crescimento, como a produção industrial, renda disponível, produto interno bruto, taxa de desemprego, dentre outras. Em termos de variáveis financeiras, são utilizados índices de ações, indicadores de riqueza, taxa de câmbio e etc. Por fim, os outros fatores são representados principalmente por fatores políticos ou outras variáveis exógenas de interesse. Embora a listagem de variáveis nas duas primeiras categorias possa manter um certo padrão entre os estudos, elas podem sofrer variações nos diferentes países dadas suas especificidades (Gürgür e Kilinç, 2015).

McIntyre (2007) encontrou evidências de que a confiança do consumidor norte-americano é negativamente afetada pela inflação e pela taxa de desemprego, e afetada positivamente pela taxa de juros, mercado de ações e crescimento da renda. Delorme et al. (2001) utilizaram as seguintes variáveis no seu estudo para os determinantes da confiança no Reino Unido: inflação, taxa de juros real, riqueza habitacional, riqueza financeira e taxa de desemprego no consumidor. Os resultados encontrados foram de que apenas a taxa de desemprego e inflação apresentaram um impacto significativo e negativo sobre o Índice de Confiança do Consumidor britânico. Os determinantes da confiança do consumidor na Bélgica foram investigados por Vuchelen (2004), que encontrou uma influência negativa da taxa de

desemprego e taxa de juros de curto prazo e uma influência positiva do índice do ciclo comercial e nas expectativas de crescimento.

Quanto à terceira categoria de variáveis, a qual inclui os fatores políticos, acontecimentos internacionais e outros fatores exógenos, Malgarini e Malgari (2007) encontraram evidências de que além das variáveis convencionais utilizadas para prever os determinantes da confiança do consumidor na Itália, fatores políticos como a entrada na Zona do Euro e eleições; fatores internacionais, como o 11 de setembro e a guerra do Kosovo, possuem influências significativas sobre a confiança do consumidor. Ademais, Vuchelen (1995) salientou que mudanças de governo ou notícias políticas como eleições podem ter impactos na confiança do consumidor.

A Tabela 1.1 apresenta um resumo dos estudos empíricos sobre os determinantes da confiança do consumidor em diversos países de maneira sucinta.

Tabela 1.1. Sumário de Estudos Empíricos

Autor (es)	Local/Período Metodologia	Conclusões
De Boef e Kellstedt (2004)	EUA (1981–2002) Frequência mensal VAR/ VEC	A CC afetam as percepções da economia tanto a CP como a LP. Efeitos políticos também interferem.
Golinelli e Parigi (2004)	8 países (1970-2002) Frequência trimestral VAR	Os ICC têm alguma capacidade de prever a evolução da atividade econômica.
Çelik (2010)	Turquia (períodos variados) Frequência mensal MQO	Movimentos na CC dependem de mudanças na taxa de câmbio, índice de bolsa, índice da indústria de manufatura e expectativa.
Bachmann e Sims (2010)	EUA (vários períodos) Frequência mensal e trimestral VAR	Verificou-se a importância da CC como um mecanismo de transmissão de políticas econômicas.
Ramalho, Caleiro e Dionfsio (2011)	Portugal (1987-2009) Frequência mensal VAR	A CC é essencialmente explicada pelo desempenho econômico, a entrada na zona do euro e fatores políticos.
Karasoy (2015)	Turquia (períodos variados) Frequência mensal MQO/MQG	Os ICC são afetados pela volatilidade financeira de forma a deteriorá-los.
Gürgür e Kilinç (2015)	Turquia (2005-2015) Frequência mensal ARDL	Os principais determinantes da CC são os preços ao consumidor, taxa de câmbio, taxa de juros sobre os empréstimos e a taxa de desemprego.

Fonte: Elaboração Própria

Notas:

CC: Confiança do Consumidor; ICC: Índice de Confiança do Consumidor; LP: Longo Prazo; CP: Curto Prazo.

CAPÍTULO 2: ÍNDICES DE CONFIANÇA DO CONSUMIDOR NO BRASIL E SUAS CARACTERÍSTICAS

Algumas instituições brasileiras calculam um indicador para medir a confiança do consumidor brasileiro, cada uma com suas características particulares. Esta seção é destinada a demonstrar esses indicadores e a forma com que são calculados pelas principais instituições, sua metodologia, periodicidade e particularidades.

O Instituto Brasileiro de Economia (IBRE) da Fundação Getúlio Vargas (FGV) realiza uma pesquisa mensal denominada Sondagem de Expectativa do Consumidor a qual procura mensurar o sentimento do consumidor em relação ao estado geral da economia e de suas finanças pessoais. De acordo com o *site* do IBRE³, o indicador calculado por esta instituição foi inspirado nos indicadores de confiança do consumidor calculados nos Estados Unidos da América (EUA) e na Comunidade Europeia.

Dentre os quesitos questionados na sondagem, destacam-se as decisões de poupança e gastos futuros; sinalizadores dos rumos de curto prazo da economia; expectativas econômicas e avaliações sobre a situação local e situação financeira do mercado de trabalho, da família e intenção de compras de bens duráveis.

Os indicadores são calculados com uma periodicidade mensal e abrangem as sete principais capitais do país, sendo: Belo Horizonte, Brasília, Porto Alegre, Recife, Rio de Janeiro, Salvador e São Paulo. O período de coleta compreende as três primeiras semanas do mês e a primeira observação é de setembro de 2005, embora a pesquisa tenha sido iniciada em 2002, foi em setembro de 2005 que sofreu uma revisão metodológica para que fosse adequada às mais recentes práticas internacionais. A confiabilidade probabilística da pesquisa é de 95% e a margem de erro é de 2,2%.

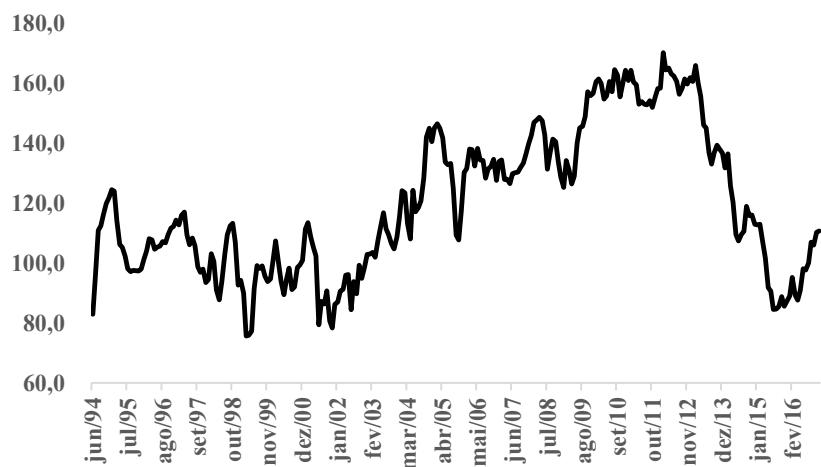
Dentre os principais usos deste indicador, destaca-se a antecipação dos rumos da economia no curto prazo. Em termos de apresentação, as informações contidas no indicador são apresentadas para o Brasil como um todo, sofrendo desagregação para quatro faixas de renda e duas capitais, Rio de Janeiro e São Paulo. É importante ressaltar também que os resultados da pesquisa são dessazonalizados para todos os segmentos.

³ Todas as informações sobre a Sondagem de Expectativa do Consumidor colocadas nesta seção foram retiradas do site do IBRE, disponível em:
<http://portalibre.fgv.br/main.jsp?lumChannelId=402880811D8E34B9011D92BB7A891DEF>

Outra instituição a calcular um indicador de confiança do consumidor é a federação do Comércio do Estado de São Paulo (FECOMERCIO-SP). O Índice de Confiança do Consumidor (ICC) calculado por esta instituição tem por objetivo detectar o sentimento do consumidor em relação à percepção relativa frente as suas condições financeiras, suas percepções futuras e a percepção sobre as condições econômicas futuras do Brasil. De acordo com a FECOMERCIO-SP⁴, o ICC foi baseado no indicador de confiança de Michigan, com início em 1950. Em início da década de 1990 a metodologia original foi adaptada pela equipe econômica da FECOMERCIO-SP para que se adequasse às necessidades brasileira. O ICC é calculado baseando-se em perguntas, cujas respostas são positivas ou negativas e variando entre 0 e 200.

O ICC possui uma frequência mensal e sua primeira observação é de junho de 1994. A pesquisa é realizada com cerca de 2.200 consumidores no município de São Paulo. Em relação aos principais usos deste indicador destaca-se sua utilização como referência para as reuniões do Comitê de Política Monetária do Banco Central (Copom), levando em conta tais informações para compor a definição da taxa de juros. O Gráfico 2.1 retrata a série histórica deste indicador desde junho de 1994 a dezembro de 2016. Observa-se uma queda bastante acentuada deste indicador a partir de final de 2013, o que pode estar associado aos acontecimentos políticos como as eleições e a crise política instaurada no país nos últimos anos.

Gráfico 2.1. Índice de Confiança do Consumidor – ICC – Fecomercio-SP



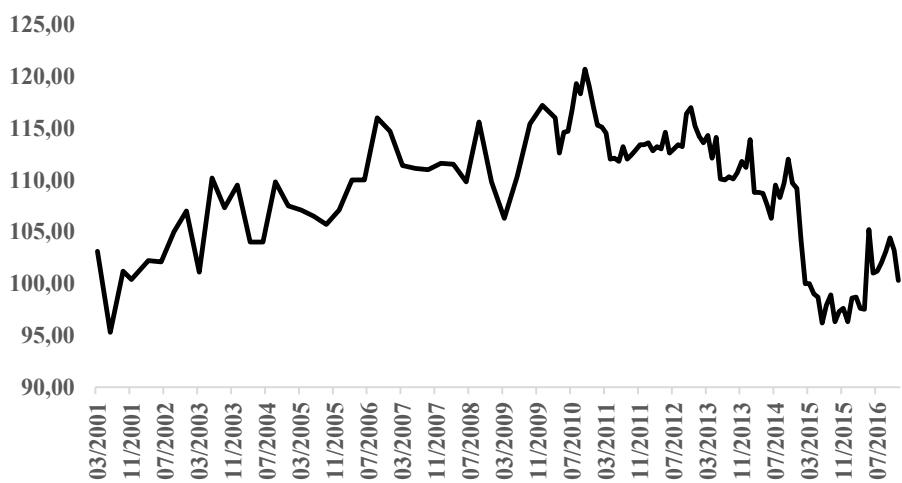
Fonte: Fecomercio-SP

⁴ As informações referentes ao ICC calculado pela Fecomercio-SP foram retiradas do site disponível em: <http://www.fecomercio.com.br/pesquisas/indice/icc>

A Confederação Nacional da Indústria (CNI) é outra instituição brasileira que calcula um indicador para a confiança do consumidor. O Índice Nacional de Expectativa do Consumidor (INEC) sintetiza a opinião dos brasileiros a respeito do ponto de vista sobre alguns aspectos capazes de alterar as decisões sobre o consumo. Dentre seus principais usos, destaca-se a relevância do INEC em antecipar as variações no ritmo da atividade econômica, uma vez que a avaliação do consumidor antecede, de certa forma, as variações na poupança e consumo das famílias.

De acordo com a CNI⁵, o INEC é calculado com frequência mensal em parceria com o Instituto Brasileiro de Opinião e Estatística (IBOPE) e possui abrangência nacional. A unidade de investigação da pesquisa se restringe à população residente em domicílios particulares permanentes de todas as regiões do país com os eleitores com 16 anos ou mais. A primeira pesquisa do INEC foi iniciada trimestralmente em 1996. Já em 1998 e 1999, para atender aos interesses da CNI, este indicador passou a ser coletado mensalmente. O Gráfico 2.2 demonstra o INEC calculado de março de 2001 a dezembro de 2016. Assim como no indicador calculado pela Fecomercio-SP, verifica-se uma queda acentuada na confiança do consumidor nos últimos anos, principalmente no ano de 2014. Pode-se analisar também uma constância nos indicadores no que se refere aos seus períodos de queda e alta.

Gráfico 2.2. Índice Nacional de Expectativa do Consumidor – INEC – CNI



Fonte: Confederação Nacional da Indústria

⁵ As informações e o documento referente à metodologia estão disponíveis em:
<http://www.portaldaindustria.com.br/estatisticas/inec-indice-nacional-de-expectativa-do-consumidor/>

A Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) também calcula um indicador de confiança para diversos países do mundo. O indicador se baseia em algumas investigações sobre os planos das famílias para grandes aquisições e opinião sobre a situação econômica do país, sejam elas atuais ou futuras. Optou-se, então, por utilizar o índice calculado pela OCDE neste trabalho e não aqueles calculados no Brasil pelo fato de, em pesquisas futuras, ter a possibilidade de comparar os índices com outros países, necessitando assim de uma base de dados uniforme.

CAPÍTULO 3: METODOLOGIA ECONOMÉTRICA E DADOS

3.1 Metodologia ARDL

A fim de aplicar o modelo desenvolvido propõe-se o uso dos modelos Autorregressivos de Defasagem Distribuída (ARDL), o qual apresenta um mecanismo para o problema de testar a existência de uma relação entre uma variável dependente e seus regressores, independentemente da ordem de integração destas variáveis. Esta metodologia foi proposta nos trabalhos de Pesaran e Shin (1999) e Pesaran et al. (1999, 2001).

Pesaran et al. (2001) argumentaram que os estudos já existentes até os seus escritos concentravam em casos em que as variáveis subjacentes eram integradas de ordem 1, I(1). Isto envolvia, inevitavelmente, um certo grau de “pré-ensaio”, introduzindo assim um nível de incerteza para a análise dos níveis de relacionamento. Os autores propõem uma nova abordagem para testar uma relação entre as variáveis em nível que é aplicável independentemente se os regressores subjacentes são puramente I(0), puramente I(1) ou mutuamente cointegrados⁶. Os autores propuseram também um nível ótimo de defasagem que pode ser determinado previamente por meio de um critério de seleção.

O modelo ARDL é estimado na forma de um modelo de vetores de correção de erros (ARDL-ECM), uma vez que confirmada a existência de uma relação de longo prazo, serão estimados os coeficientes de curto e longo prazo e também a velocidade de ajustamento ao equilíbrio de longo prazo como na equação abaixo.

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Gamma + \delta_1 y_{t-1} + \delta_2 x_{t-1} + \sum_{i=1}^n \phi_{1i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^n \phi_{2i} \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

em que Δ representa a primeira diferença; α_0 e α_1 são os termos da constante e tendência; δ_1 e δ_2 são os parâmetros de longo prazo; ϕ_1 e ϕ_2 são os parâmetros de curto prazo; ε_t é o termo de erro.

A estatística subjacente ao teste de cointegração proposto por Pesaran et al. (2001) é a de Wald (ou estatística F) para que se teste a significância conjunta dos parâmetros de longo prazo, um tipo de Dicky-Fuller generalizado a fim de testar a significância das variáveis em nível em questão e um equilíbrio condicional do modelo de correção de erros (ECM) já demonstrado na equação 1.

⁶ O modelo não é especificado para variáveis integradas de ordem 2, I(2).

É relevante fazer alguns testes de diagnóstico antes de prosseguir com as análises das estimativas de curto e longo prazos dos modelos ARDL. O Teste LM de Autocorrelação é um tipo destes testes de diagnósticos, cuja hipótese nula é de inexistência de autocorrelação serial nos resíduos. Para que a estabilidade dos parâmetros das regressões estimadas fosse testada, Brown, Durbin e Evans (1975) propuseram os testes de Soma Cumulativa dos Resíduos Recursivos (CUSUM) e Soma Cumulativa dos Quadrados dos Resíduos Recursivos (CUSUMQ). Estes dois testes, de acordo com os autores, permitem observar a constância dos parâmetros em um modelo, uma vez que a hipótese nula do teste é a de estabilidade dos coeficientes, calculados a 5% de significância. (Vieira e Silva, 2016)

Para qualquer ordem de integração dos regressores⁷, em conformidade com a hipótese nula de não existência de cointegração, as distribuições assintóticas da estatística de Wald são não padrão. Dessa forma, Pesaran et al. (2001) propuseram dois conjuntos de valores críticos que fornecem uma banda cobrindo todas as classificações possíveis dos regressores. Isto significa que o limite inferior será calculado sob a hipótese de que todas as variáveis do modelo ARDL são puramente integradas de ordem 0, isto é, são estacionárias e o limite superior sob a hipótese de que todas as variáveis são puramente integradas de ordem 1, I(1).

Ainda de acordo com Pesaran et. al. (2001), uma vez conhecida esta banda de valores críticos, a estatística F de Wald será comparada com tais valores da banda. Sendo assim, a hipótese nula do modelo está baseada na não existência de cointegração, $H_0: \delta_1 = \delta_2 = 0$ contra a hipótese alternativa de existência de relação de longo prazo entre as variáveis, $H_1: \delta_1 \neq \delta_2 \neq 0$. Caso a estatística $F_{calculada}$ caia fora dos limites de valores críticos, podem ser retiradas inferências conclusivas sem a necessidade de saber a ordem de integração/cointegração dos regressores. Uma vez que caindo abaixo da banda inferior, a hipótese nula não será rejeitada. Ao cair acima da banda superior, a hipótese nula é rejeitada. Contudo, se a estatística $F_{calculada}$ cair dentro desses limites, a inferência é inconclusiva e o conhecimento do estado de integração das variáveis subjacentes ao modelo é necessário *a priori*.

3.2 Descrição das Variáveis Utilizadas

Para a construção da base de dados propõe-se o uso das variáveis apresentadas na Tabela 3.1, sintetizando a descrição e fonte dos dados a serem utilizados nas estimações econométricas, referentes ao período de janeiro de 2003 a dezembro de 2016.

⁷ Desde que I(0) ou I(1), uma vez que o modelo não é especificado para variáveis I(2).

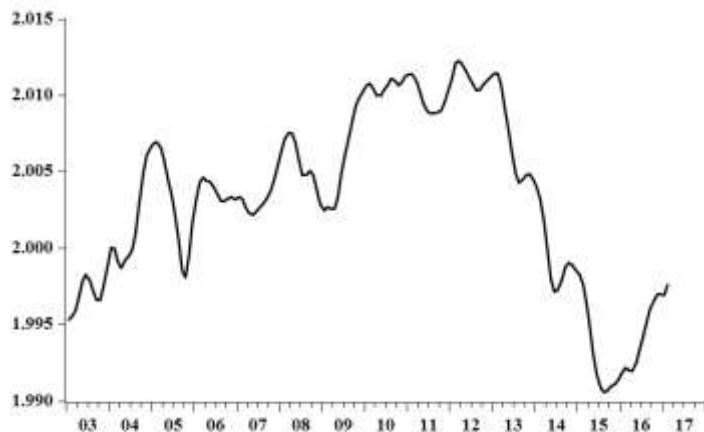
Tabela 3.1. Variáveis do Modelo

Variáveis	Definição	Unidade de Medida	Fonte
LICC	Logaritmo do Índice de Confiança do Consumidor	Índice	OCDE
LIPCA	Logaritmo Índice de Preços ao Consumidor Amplo Dessazonalizado (Dez. 2010 = 100)	Nº índice	BCB
LLFT	Logaritmo dos Títulos públicos federais – Letras Financeiras do Tesouro - fora do BC - LFT - fim período	R\$ (milhões)	BCB
LIBCBR	Logaritmo do Índice de Atividade Econômica do Banco Central do Brasil com Ajuste Sazonal – IBC-Br	Índice	BCB
PED	Taxa de Desemprego dessazonalizada	%	Seade/PED
SALÁRIO	Logaritmo do rendimento médio real do trabalho principal, efetivamente recebido no mês de referência, pelas pessoas de 10 anos ou mais de idade, ocupadas na semana de referência, deflacionado e dessazonalizado.	R\$	IBGE
SELIC	Taxa Selic Over Diária	% a.a	BCB
LERR	Logaritmo da Taxa de Câmbio Real Efetiva	nº índice	BIS
DELEI	Dummy eleição 2014	-	-

Fonte: Elaboração Própria

O comportamento da variável dependente, LICC, durante o período de análise está representado no Gráfico 3.1. É importante destacar que a confiança do consumidor brasileiro seguiu uma tendência de alta de 2003 até início de 2013, percebendo uma queda durante o período da crise internacional de 2008. Contudo, nem mesmo este episódio fez com que a confiança do consumidor brasileiro caísse tanto quanto durante o ano de 2013 a 2015, cuja queda pode estar associada ao período das eleições presidenciais e as repercuções desta sobre a confiança. A incerteza quanto à situação econômica do país durante esse período caiu de maneira significativa e isso fez com que as expectativas dos consumidores se deteriorassem, piorando o indicador de confiança. A Tabela 3.2 contém as estatísticas descritivas para o período em análise.

Gráfico 3.1. Índice de Confiança do Consumidor do Brasil - OCDE



Fonte: OCDE

Tabela 3.2. Estatísticas Descritivas

Variáveis	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Desvio Padrão
Índice de C. do Consumidor	100,91	101,00	102,85	97,84	1,27
Índice de Preços ao Consumidor	99,732	94,775	149,43	65,261	23,173
Letras Financeiras do Tesouro	504.884,70	519239,70	675662,20	308.576,30	99.869,77
Índice de Atividade Econômica	128,24	129,86	148,75	98,96	15,21
Taxa de Desemprego	13,95	13,55	20,61	9,92	3,14
Rendimento Médio Real	2.126,77	2.111,74	2.552,65	1.687,17	243,77
Taxa de Juros Selic	13,10	11,93	26,32	7,11	4,36
Taxa de Câmbio Real	82,14	84,77	109,76	46,30	15,69

Fonte: Elaboração Própria

3.3 Estratégia Empírica

A proposta colocada para este estudo de formalizar matematicamente a determinação da confiança do consumidor brasileiro num Modelo Autorregressivo de Defasagem Distribuída se dá a fim de delinear a elaboração da política monetária no país com vistas a mensurar com mais efetividade o canal das expectativas.

Para tanto, serão estimados três modelos lineares de forma que o primeiro será representado de forma mais geral e o último um modelo mais bem especificado. A escolha por esta forma de apresentação tem por objetivo demonstrar como a inclusão de variáveis que se julga relevantes para determinar o índice de confiança do Brasil é realizada e suas implicações para o resultado. Os três modelos a serem estimados serão os apresentados abaixo na ordem

que se segue, podendo ser visto que do modelo 1 para o modelo 2 foi acrescentada apenas uma variável categórica para tentar captar os efeitos político, denominada DELEI. Já no modelo 3, além das variáveis utilizadas nos modelos 1 e 2, foram acrescentadas variáveis de controle, na tentativa de o modelo ser melhor especificado.

$$\begin{aligned}
 \textbf{Modelo 1: } \Delta (LICC)_t = & \alpha_0 + \alpha_{1r} + \beta_1 (LICC)_{t-1} + \beta_2 (SELIC)_{t-1} + \beta_3 (LERR)_{t-1} + \\
 & \beta_4 (LIBCBR)_{t-1} + \beta_5 (LIPCA)_{t-1} + \sum_{i=0}^n \beta_6 \Delta (LICC)_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_7 \Delta (SELIC)_{t-i} + \quad (2) \\
 & \sum_{i=0}^n \beta_8 \Delta (LERR)_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_9 \Delta (LIBCBR)_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{10} \Delta (LIPCA)_{t-i} + u_t
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \textbf{Modelo 2: } \Delta (LICC)_t = & \alpha_0 + \alpha_{1r} + \beta_1 (LICC)_{t-1} + \beta_2 (SELIC)_{t-1} + \beta_3 (LERR)_{t-1} + \\
 & \beta_4 (LIBCBR)_{t-1} + \beta_5 (LIPCA)_{t-1} + \beta_6 (DELEI)_{t-1} \sum_{i=0}^n \beta_7 \Delta (LICC)_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_8 \Delta \\
 & (SELIC)_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_9 \Delta (LERR)_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{10} \Delta (LIBCBR)_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{11} \Delta \\
 & (LIPCA)_{t-i} + u_t \quad (3)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \textbf{Modelo 3: } \Delta (LICC)_t = & \alpha_0 + \alpha_{1r} + \beta_1 (LICC)_{t-1} + \beta_2 (SELIC)_{t-1} + \beta_3 (LERR)_{t-1} + \\
 & \beta_4 (LIBCBR)_{t-1} + \beta_5 (LIPCA)_{t-1} + \beta_6 (DELEI)_{t-1} + \beta_7 (Salário)_{t-1} + \\
 & \beta_8 (PED)_{t-1} + \sum_{i=0}^n \beta_9 \Delta (LICC)_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{10} \Delta (SELIC)_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{11} \Delta \\
 & (LERR)_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{12} \Delta (LIBCBR)_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{13} \Delta (LIPCA)_{t-i} + \\
 & \sum_{i=0}^n \beta_{14} \Delta (LLFT)_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{15} \Delta (Salário)_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{16} \Delta (PED)_{t-i} + trend + \\
 & u_t \quad (4)
 \end{aligned}$$

CAPÍTULO 4: RESULTADOS

Como já descrito anteriormente, a abordagem ARDL possui a vantagem de aplicação sem antes conhecer a ordem de integração das variáveis. Contudo, caso o teste dos limites seja inconclusivo será necessário conhecer a ordem de integração da variável para que se rejeite a hipótese nula de não cointegração. Sendo assim, na Tabela 4.1 estão calculados os seguintes testes de raiz unitária: *Augmented Dickey-Fuller* (ADF), Phillips-Perron (PP), Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) e o *Modified Dickey-Fuller Test* (DF-GLS). Com exceção do KPSS, todos os testes indicam que as variáveis utilizadas na estimação são integradas de ordem 1, portanto, são não estacionárias ao nível de 1% de significância estatística.

Tabela 4.1. Testes de Raiz Unitária (Jan/2003 – Dez/2016)

Variáveis	ADF	PP	KPSS	DF-GLS
LICC	-1,76	-1,81	0,32*	-1,23
LIPCA	-1,07	-0,78	0,32*	-1,37
LLFT	-1,63	0,24	0,10	-2,32
LIBCBR	-0,77	-0,33	0,33*	-0,79
PED	1,68	1,78	0,31*	0,34
Salário	-1,23	-2,37	0,18**	-1,18
Selic	-4,63*	-2,42	0,32*	-1,62
LERR	-2,53	-2,08	0,36*	-1,33

ADF, PP e DF-GLS: H_0 = série com raiz unitária.

KPSS: H_0 = série estacionária.

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

A Tabela 4.2 reporta as estimativas dos modelos ARDL com um máximo de quatro defasagens para cada parâmetro, sendo selecionado pelo Critério de *Akaike* (AIC). A ordem das variáveis segue os modelos 1, 2 e 3 já supracitados. Além das estimativas, estão reportados os testes LM de autocorrelação, cuja hipótese nula é a de que há ausência de autocorrelação. Ademais, para os três modelos percebe-se que o componente defasado da confiança do consumidor desempenha um papel importante. Além disso, os valores passados de outras duas variáveis possuem poder explicativo na confiança do consumidor, quais sejam, índice de preços ao consumidor e salário.

Para que as dinâmicas de curto e longo prazos sejam analisadas é necessário realizar alguns testes de diagnóstico para avaliar se as análises futuras são confiáveis. No que se refere à autocorrelação, para os três modelos, não se rejeita a hipótese nula, inferindo que os modelos

não sofrem deste problema. Estes resultados podem ser vistos na última coluna da Tabela 4.2. Quanto aos testes de estabilidade CUSUM e CUSUMSQ, apresentados nas Figuras de A.1 a A.3 dos anexos, pode-se dizer que os parâmetros dos três modelos são estáveis, com exceção apenas do CUSUM do modelo 2, que apresentou uma instabilidade bem pequena.

Tabela 4.2. Estimativas dos Modelos ARDL
Variável Dependente: Índice de Confiança do Consumidor

Modelo	Defasagens Selecionadas	ARDL Variáveis Significativas (Defasagens significativas entre parêntesis)	Teste LM Autocorrelação [Prob]
1	(4, 0, 0, 0, 2)	Índice de Confiança (-1, -2, -3, -4); Selic (0); LERR (0); LIBCBR (0); LIPCA (-1, -2)	2,713 [0,257]
2	(4, 0, 0, 0, 2, 0)	Índice de Confiança (-1, -2, -3, -4); Selic (0); LERR (0); LIBCBR (0*); LIPCA (-1, -2)	3,128 [0,209]
3	(4, 0, 1, 0, 1, 0, 4, 0)	Índice de Confiança (-1, -2, -3, -4); Selic (0); LERR (-1); LIBCBR (0); LIPCA (-1); LFT (0); Salário (0*, -4)	0,555 [0,757]

Notas: Modelo ARDL com um máximo de 04 defasagens para cada modelo. Modelo 2 inclui uma dummy. Escolha do modelo baseada no Critério de Informação de Akaike. Asterisco (*) indica significância somente a 10%. Todas as variáveis estão em log natural, com exceção da Selic e PED.

Para analisar a existência de vetores e cointegração entre as variáveis, aplicou-se a abordagem de Testes de Fronteira (Bounds Testing) de Pesaran et al. (2001), descritos na Tabela 4.3. A hipótese nula de inexistência de relação de longo prazo pode ser rejeitada a 5% de significância para o modelo 3, pois a estatística F é maior que os limites propostos por Pesaran et al. (2001). Já para os modelos 1 e 2 rejeita-se a hipótese nula a 10% e é inconclusivo a 5%. Entretanto, os testes de raiz unitária expostos na Tabela 4.1 ajudam a concluir que as variáveis podem ser cointegradas⁸.

Este resultado encontrado é, por si só, muito interessante na análise dos determinantes da confiança do consumidor no caso brasileiro. Ele aponta que as variáveis macroeconômicas analisadas têm papel importante de longo prazo nas tomadas de decisão dos agentes econômicos. Mas é importante uma investigação do papel de cada variável estimada neste contexto de longo prazo. Além disso, esta relação de longo prazo não significa que o sistema está isento de choques de curto prazo, o que também deve ser investigado. Esses serão os próximos passos.

⁸ Conhecer a ordem de integração das variáveis auxilia em escolher um método (tipo Johansen ou EG que exigem que as variáveis sejam I(1)).

Tabela 4.3. Teste de Cointegração ARDL – Teste dos Limites (*Bounds*)

Modelo	F- Statistics	Valores Críticos				Longo Prazo Modelo de Cointegração ARDL	
		I(0) Bound		I(1) Bound			
		10%	5%	10%	5%		
1	3,42	2,20	2,56	3,09	3,49	Sim a 10%, inconclusivo a 5%	
2	3,09	2,08	2,39	3,00	3,38	Sim a 10%, inconclusivo a 5%	
3	5,88	2,22	2,50	3,17	3,50	Sim	

Nota: H_0 (não há relação de longo prazo).

Após verificar a existência de vetores de cointegração, foram estimados os coeficientes de longo prazo apresentados na Tabela 4.4⁹. É importante ressaltar alguns pontos para os três modelos estimados e, além disso, analisar as diferenças quando se inclui variáveis ao modelo. No modelo mais geral (Modelo 1), o Índice de Confiança do Consumidor brasileiro depende principalmente da Taxa Selic e da Taxa de Câmbio, assim como no Modelo 2. A relação negativa entre a taxa de juros Selic e o Índice de Confiança do Consumidor indica que uma taxa de juros maior faz com que os consumidores se tornem mais cautelosos, reduzindo suas expectativas quanto à situação econômica do país, o que é de se esperar. É importante salientar que tanto em termos de sinal e magnitude, os coeficientes de longo prazo para a taxa de juros se mantiveram para os três modelos. Assim, verifica-se que o instrumento de política monetária possui uma relação estável de longo prazo com a confiança do consumidor. Desta forma, as decisões do Banco Central de elevar o seu instrumento de taxa de juros, medido pela Taxa Selic, em um ponto percentual irá reduzir, a longo prazo, a confiança dos consumidores brasileiros em 0,15 %. A taxa de câmbio efetiva real, por sua vez, apresentou uma relação positiva com o Índice de Confiança do Consumidor para os modelos 1 e 2 (neste último ela é significativa apenas ao nível de 10%).

Como já descrito, a inclusão de variáveis que mensuram efeitos políticos ou eventos internacionais são comuns para investigar os determinantes da confiança do consumidor. Neste sentido, incluiu-se uma *dummy* para as eleições de 2014 no Modelo 2, período pelo qual o Índice de Confiança dos consumidores brasileiros apresentou uma forte queda como foi observado no Gráfico 3.1. Embora o coeficiente da *dummy* incluída no modelo tenha

⁹ Os coeficientes marcados em negrito possuem significância estatística de até 10%.

apresentado uma relação negativa com o índice, demonstrando que os acontecimentos políticos do período considerado deterioraram a confiança, o coeficiente não apresentou resultados estatisticamente significativos.

A inclusão das variáveis taxa de desemprego (PED) e das letras financeiras do tesouro (LLFT) no Modelo 3 fez com que as estimativas do IBC-Br, *proxy* do PIB (LIBCBR), e Índice de Preços ao Consumidor (LIPCA) dos Modelos 1 e 2 se tornassem estatisticamente significativas. Isto pode ser explicado pelo fato de que poderiam existir variáveis omitidas nos Modelos 1 e 2, podendo causar viés nas estimativas.

Sendo assim, no Modelo 3 (melhor especificado), o Índice de Confiança do Consumidor brasileiro depende principalmente do Índice de Preços ao Consumidor, do Salário, da *proxy* do PIB, da LFT e da Taxa Selic. É importante salientar que a taxa de inflação (IPCA) apresentou resultado contrário ao esperado¹⁰ para o período analisado, dado que uma elevação neste índice tende a fazer com que os consumidores desistam das grandes aquisições e reduzam suas expectativas quanto ao estado da economia. A relação positiva e estatisticamente significativa de longo prazo entre inflação e a confiança do consumidor brasileiro pode levar a uma explicação: como as decisões de política monetária são fundamentalmente baseadas no comportamento do consumidor apoiadas na dinâmica de um índice de preços, pode-se dizer que, para o período analisado, o comportamento da demanda foi importante na medida em que elevou os níveis de confiança dos consumidores, dada a alta magnitude de seu coeficiente.

Quanto à *proxy* do produto interno bruto e o salário, a relação positiva do índice do consumidor brasileiro com ambas variáveis é condizente com a teoria, visto que aumentos do salário real facilita a aquisição de produtos e melhora a percepção dos consumidores quanto à situação econômica do país. Este resultado confirma, mais uma vez, a importância do comportamento da demanda na dinâmica econômica, bem como sugere que os consumidores respondem bem aos canais pelos quais a política monetária irá transmitir seus efeitos pretendidos. Da mesma forma, uma elevação do produto interno bruto também fará com que as expectativas dos consumidores melhorem. A variável LLFT, que representa a emissão de títulos públicos brasileiros, também apresentou relação positiva com a confiança do consumidor, na medida em que um aumento da remuneração deste título proporciona uma maior confiança para aqueles consumidores que investem neste tipo de mercado. Estas variáveis (LIBCBR, SALÁRIO e LLFT), portanto, criam surtos otimistas nos consumidores, melhorando assim a sua confiança e fornecendo evidências a favor de um “*animal spirits*” no Brasil.

¹⁰ O sinal é inesperado e deve ser analisado mais cuidadosamente em pesquisas futuras.

É importante ressaltar que foi testado, também, neste modelo mais especificado (Modelo 3), os efeitos dos acontecimentos políticos captados pela *dummy*, DELEI, relativo a forte queda da confiança em 2014. Porém, os resultados não foram estatisticamente significativos nem para o curto e longo prazos. Portanto, optou-se por não reportar tais estimativas.

**Tabela 4.4. Modelos ARDL: Coeficientes de Longo Prazo
(Variável Dependente: Índice de Confiança do Consumidor)**

Modelo	1	2	3
(Modelo ARDL)	(4, 0, 0, 0, 2)	(4, 0, 0, 0, 2, 0)	(4, 0, 1, 0, 1, 0, 4, 0)
Variáveis	Coefic. [Prob.]	Coefic. [Prob.]	Coefic. [Prob.]
Selic	-0,002 [0,055]	-0,002 [0,051]	-0,0015 [0,000]
LERR	0,093 [0,040]	0,076 [0,071]	-0,017 [0,116]
LIBCBR	-0,323 [0,159]	-0,252 [0,219]	0,189 [0,000]
LIPCA	0,028 [0,600]	0,0145 [0,763]	0,608 [0,000]
LLFT	-	-	0,069 [0,000]
Salário	-	-	0,400 [0,000]
PED	-	-	-0,0001 [0,819]
Dummy	-	-0,003 [0,392]	-

Nota: Todas as variáveis estão em log natural, com exceção da Selic e PED.

Como enfatizado anteriormente, a relação de longo prazo detectada nas estimativas não isenta o sistema estimado de receber choques de curto prazo. No entanto, para que a relação de cointegração entre as variáveis seja mantida, há que se ter um mecanismo de correção destes choques para se retornar à dinâmica de longo prazo caso haja desequilíbrios. Esta é justamente a função do Mecanismo de Correção de Erros.

Assim, seguindo com a análise empírica, o próximo passo é a estimação dos três modelos na forma vetores de correção de erros dos modelos ARDL para obter o ajuste de curto prazo reportados na Tabela 4.5. Para os Modelos 1 e 2, os desvios da trajetória de longo prazo

da confiança do consumidor são corrigidos, em parte, pela variação do próprio índice de confiança defasado, pela taxa de câmbio e o índice de preços ao consumidor com uma defasagem. Como esperado, o termo de correção de erros é negativo e estaticamente significativo para os três modelos. Nos modelos 1 e 2, aproximadamente 2% do choque é corrigido após o primeiro mês, sugerindo uma velocidade de ajuste bastante baixa. O ECM-ARDL 3, por sua vez, apresenta uma correção de choque de aproximadamente 9% para o mês seguinte, demonstrando uma velocidade baixa de ajuste em relação ao equilíbrio de longo prazo. Além disso, os desvios de longo prazo da confiança do consumidor são corrigidos, em parte, pelo próprio índice defasado, taxa de juros Selic, índice de preços ao consumidor, título público e o salário defasado. Estes resultados sugerem 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 lenta, não chegando a 10% ao mês. Em outras palavras, variáveis econômicas influenciam a confiança do consumidor e, quando esta confiança é posta em xeque, ela se recupera de forma demorada. Devido a esta lentidão no ajuste, as expectativas dos consumidores possuem recuperação também demorada. Apenas como exemplificação, pois a análise não pode ser feita de forma linear, se há algum desvio na trajetória de longo prazo, e a correção se dá a uma taxa de aproximadamente 10% ao mês, significa que somente num prazo de 48,31¹¹ meses é que todo esse choque inicial terá se dissipado.

**Tabela 4.5. Dinâmica de Curto Prazo dos Modelos ARDL:
Correção de Erros e Variáveis Significativas**

Modelo	ECM(-1) [Prob.]	Variáveis Significativas (Curto Prazo)
1	-0,019 [0,00]	Índice de Confiança (-1, -2, -3); LERR (0); LIPCA (-1)
2	-0,020 [0,00]	Índice de Confiança (-1, -2, -3); LERR (0); LIPCA (-1)
3	-0,087 [0,00]	Índice de Confiança (-1, -2, -3); Selic (0); LIPCA (0*) LFT (0); Salário (0*, -1, -2, -3)

Nota: Todas as variáveis estão em log natural, com exceção da Selic e PED.

Diferentemente das estimativas de longo prazo, o coeficiente de curto prazo do Modelo 3, apresentados na Tabela A.1¹², demonstrou uma relação negativa entre o Índice de Confiança do Consumidor e o índice de preços ao consumidor como era de se esperar. Isto indica que um

¹¹ Se o coeficiente do ECM é -0,10 ou 10%, a meia vida do período de correção é 41,07 meses ($\ln(50) = n \ln(1+ecm)$) e o período total é 48,31 meses.

¹² Na Tabela A1 os coeficientes marcados em negrito possuem significância de até 10%.

aumento da inflação causa deterioração da confiança, indicando que as elevações de preços só reduzem a confiança do consumidor no curto prazo. Já em relação à taxa de juros Selic, verificou-se que tanto a curto como a longo prazo esta taxa apresentou relação negativa com o Índice de Confiança do Consumidor para os três modelos, embora a magnitude destes coeficientes seja pequena. Uma vez que as decisões de política monetária se baseiam na confiança do consumidor e esta, por sua vez, possui relação estatisticamente significativa com o instrumento de política monetária, medida pela Selic, o Banco Central do Brasil deve levar em conta essas expectativas dos consumidores para a tomada de decisões. Entre janeiro de 2003 e dezembro de 2016, portanto, aumentos na taxa de juros Selic deterioraram a confiança do consumidor brasileiro tanto no curto como no longo prazo. Dessa maneira, estes resultados devem ser levados em consideração pela autoridade monetária na determinação do seu instrumento de política monetária, representada pela taxa de juros Selic neste estudo.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

A investigação deste trabalho se baseou nos determinantes da confiança do consumidor brasileiro e a dinâmica de política monetária de janeiro de 2003 a dezembro de 2016, utilizando a abordagem dos limites ARDL para testar a existência de cointegração. Rejeitou-se a hipótese nula de não relacionamento de longo prazo, indicando relacionamento entre as variáveis.

Ademais, os resultados indicaram que, a longo prazo, o Índice de Confiança do Consumidor depende do índice de preços do consumidor, do salário real, da taxa de juros Selic, do índice de atividade econômica do Banco Central do Brasil e de um índice de títulos públicos. Em termos de dinâmica de política monetária, verificou-se a importância do comportamento da demanda, uma vez que a dinâmica de preços ao consumidor se mostrou estatisticamente significativa bem como a relação entre a taxa de juros Selic e a confiança do consumidor brasileiro. Além disso, encontraram-se evidências de que as variáveis econômicas influenciam a confiança do consumidor e, quando esta confiança é posta em xeque, ela se recupera de forma demorada. A variável *dummy* incluída no modelo para tentar captar os efeitos políticos não apresentou resultados significativos para o período de análise.

Os resultados encontrados demonstram que o canal das expectativas possui relacionamento com as variáveis macroeconômicas. Ademais, em termos de política monetária, o relacionamento estável de longo prazo com o instrumento de política, medido pela Selic, indica que a autoridade monetária deve levar em conta estes resultados para a tomada de decisões.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ACEMOGLU, Daron; SCOTT, Andrew. Consumer confidence and rational expectations: Are agents' beliefs consistent with the theory? *The Economic Journal*, p. 1-19, 1994.

AKERLOF, George A.; SHILLER, Robert J. *Animal spirits: How human psychology drives the economy, and why it matters for global capitalism*. Princeton University Press, 2010.

BACHMANN, Ruediger; SIMS, E. Confidence and the transmission of policy shocks. *University of Notre Dame Working Paper*, 2010.

BELESIOTIS, Tassos. Consumer confidence and consumer spending in France. *European Commission, Directorate-General for Economic and Financial Affairs*, 1996.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. *Dez Anos de Metas para a Inflação - 1999-2009*. Brasília: Banco Central do Brasil, 456 p. 2011.

BROWN, Robert L.; DURBIN, James; EVANS, James M. Techniques for testing the constancy of regression relationships over time. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, p. 149-192, 1975.

CARROLL, Christopher D. Buffer-stock saving and the life cycle/permanent income hypothesis. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 112, n. 1, p. 1-55, 1997.
<https://doi.org/10.1162/003355397555109>

CARROLL, Christopher D.; FUHRER, Jeffrey C.; WILCOX, David W. Does consumer sentiment forecast household spending? If so, why?. *The American Economic Review*, v. 84, n. 5, p. 1397-1408, 1994.

ÇELIK, Sadullah; ÖZERKEK, Yasemin. Panel cointegration analysis of consumer confidence and personal consumption in the European Union. *Journal of Business Economics and Management*, v. 10, n. 2, p. 161-168, 2009.
<https://doi.org/10.3846/1611-1699.2009.10.161-168>

ÇELIK, Sadullah. An Unconventional Analysis of Consumer Confidence Index for the Turkish Economy. *International Journal of Economics and Finance Studies*, v. 2, n. 1, p. 121-129, 2010.

De BOEF, Suzanna; KELLSTEDT, Paul M. The political (and economic) origins of consumer confidence. *American Journal of Political Science*, v. 48, n. 4, p. 633-649, 2004.
<https://doi.org/10.1111/j.0092-5853.2004.00092.x>

DE MELLO, Euler Pereira G. et al. Assessing the short-term forecasting power of confidence indices. *Banco Central do Brasil*, No. 371, 2014.

DEBES, Sebastian et al. Towards a consumer sentiment channel of monetary policy. *Würzburg Economic Papers*, No. 91, 2014.

DEES, Stephane; BRINCA, Pedro Soares. Consumer confidence as a predictor of consumption spending: Evidence for the United States and the Euro area. *International Economics*, v. 134, p. 1-14, 2013.
<https://doi.org/10.1016/j.inteco.2013.05.001>

DICKEY, David A.; FULLER, Wayne A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, v. 74, n. 366a, p. 427-431, 1979.
<https://doi.org/10.1080/01621459.1979.10482531>

Delorme JR, Charles D.; KAMERSCHEN, David R.; VOEKS, Lisa Ford. Consumer confidence and rational expectations in the United States compared with the United Kingdom. *Applied Economics*, v. 33, n. 7, p. 863-869, 2001.
<https://doi.org/10.1080/00036840122192>

FAN, Chengze Simon; WONG, Phoebe. Does consumer sentiment forecast household spending?: The Hong Kong case. *Economics Letters*, v. 58, n. 1, p. 77-84, 1998.
[https://doi.org/10.1016/S0165-1765\(97\)00247-4](https://doi.org/10.1016/S0165-1765(97)00247-4)

GOLINELLI, Roberto; PARIGI, Giuseppe. Consumer sentiment and economic activity: A Cross Country Comparison. *Journal of Business Cycle Measurement and Analysis*, v. 2004, n. 2, p. 147-170, 2004.
<https://doi.org/10.1787/jbcma-v2004-art10-en>

GURGÜR, Tuğrul; KILINÇ, Zubeyir. In Search of the Drivers of the Turkish Consumer Confidence. *Central Bank of the Republic of Turkey*, Working Paper No: 15/38, 2015.

KARASOY, Hatice Gokce et al. Consumer Confidence Indices and Financial Volatility. Research and Monetary Policy Department. *Central Bank of the Republic of Turkey*, No. 2015-16/08, 2015.

KATONA, George. Consumer behavior: Theory and findings on expectations and aspirations. The American Economic Review, v. 58, n. 2, p. 19-30, 1968.

KEYNES, John Maynard. The General Theory of Employment, Interest and Money. Cambridge University Press, 1936.

KWAN, Andy CC; COTSOMITIS, John A. The usefulness of consumer confidence in forecasting household spending in Canada: A national and regional analysis. Economic Inquiry, v. 44, n. 1, p. 185-197, 2006.
<https://doi.org/10.1093/ei/cbi064>

KWIATKOWSKI, Denis et al. 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, v. 54, n. 1-3, p. 159-178, 1992.
[https://doi.org/10.1016/0304-4076\(92\)90104-Y](https://doi.org/10.1016/0304-4076(92)90104-Y)

LAPP, John S.; PEARCE, Douglas K. The impact of economic news on expected changes in monetary policy. Journal of Macroeconomics, v. 34, n. 2, p. 362-379, 2012.
<https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2012.01.009>

LOPES, Thiago Henrique Carneiro Rios; DE JESUS, Cleiton Silva. Consumer Confidence and Household Spending: Evidence from Brazil. The Empirical Economics Letters, No. 15/12, p.1227-1234, 2016.

LUDVIGSON, Sydney C. Consumer confidence and consumer spending. The Journal of Economic Perspectives, v. 18, n. 2, p. 29-50, 2004.
<https://doi.org/10.1257/0895330041371222>

MALGARINI, Marco; MARGANI, Patrizia. Psychology, consumer sentiment and household expenditures. Applied Economics, v. 39, n. 13, p. 1719-1729, 2007.
<https://doi.org/10.1080/00036840600606351>

McIntyre, K. H. Reconciling consumer confidence and permanent income consumption. Eastern Economic Journal, v. 33, n. 2, p. 257-275, 2007.
<https://doi.org/10.1057/eej.2007.20>

NEISINGH, Paul; STOKMAN, Ad CJ. What drives consumer confidence in times of financial crises? Evidence for the Netherlands. De Nederlandsche Bank, Working Paper No. 394, 2013.

PARADISO, Antonio; KUMAR, Saten; MARGANI, Patrizia. Are Italian consumer confidence adjustments asymmetric? A macroeconomic and psychological motives approach. *Journal of Economic Psychology*, v. 43, p. 48-63, 2014.
<https://doi.org/10.1016/j.joep.2014.04.006>

Pesaran, M. Hashem.; SHIN, Youngcheol. An autoregressive Distributed-Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis. In: *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*. Cambridge: Cambridge University Press, 1999.

Pesaran, M. Hashem.; SHIN, Youngcheol.; SMITH, Richard. J. Bounds testing approaches to the analysis of long-run Relationships. *Journal of the American Statistical Association*, vol. 94, pp. 621-634, 1999.
<https://doi.org/10.1080/01621459.1999.10474156>

Pesaran, M. Hashem.; SHIN, Youngcheol.; SMITH, Richard. J. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, vol. 16, n. 3, p. 289-326, 2001.

<https://doi.org/10.1002/jae.616>

PHILLIPS, Peter CB; PERRON, Pierre. Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, v. 75, n. 2, p. 335-346, 1988.
<https://doi.org/10.1093/biomet/75.2.335>

PIGOU, Arthur Cecil. *Industrial fluctuations*. Macmillan, 1929.

RAMALHO, Esmeralda A.; CALEIRO, António; DIONFSIO, Andreia. Explaining consumer confidence in Portugal. *Journal of Economic Psychology*, v. 32, n. 1, p. 25-32, 2011.
<https://doi.org/10.1016/j.joep.2010.10.004>

ROMER, Christina D. The great crash and the onset of the great depression. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 105, n. 3, p. 597-624, 1990.
<https://doi.org/10.2307/2937892>

SILVIA, John; IQBAL, Azhar. Monetary policy, fiscal policy, and confidence. *International Journal of Economics and Finance*, v. 3, n. 4, p. 22, 2011.

VIEIRA, Flávio Vilela; DA SILVA, Cleomar Gomes. BRICS Export Performance: An ARDL Bounds Testing Empirical Investigation. In *44º Encontro Nacional De Economia – Anpec*, Foz do Iguaçu/PR, 2016.

VUCHELEN, Jef. Political events and consumer confidence in Belgium. *Journal of Economic Psychology*, v. 16, n. 4, p. 563-579, 1995.
[https://doi.org/10.1016/0167-4870\(95\)00028-6](https://doi.org/10.1016/0167-4870(95)00028-6)

VUCHELEN, Jef. Consumer sentiment and macroeconomic forecasts. *Journal of Economic Psychology*, v. 25, n. 4, p. 493-506, 2004.
[https://doi.org/10.1016/S0167-4870\(03\)00031-X](https://doi.org/10.1016/S0167-4870(03)00031-X)

ANE XOS

Figura A.1. Testes de Estabilidade CUSUM e CUSUMSQ do Modelo 1

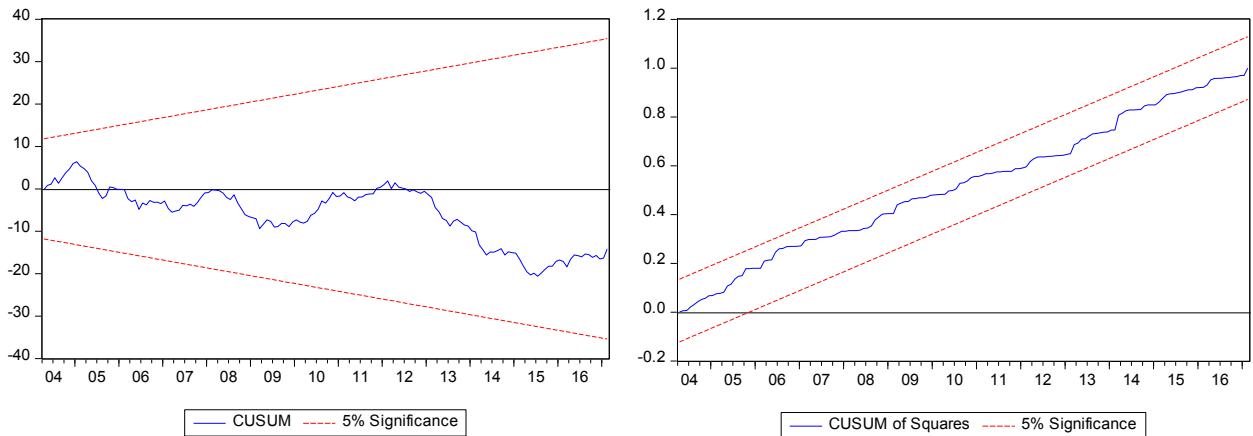


Figura A.2. Testes de Estabilidade CUSUM e CUSUMSQ do Modelo 2

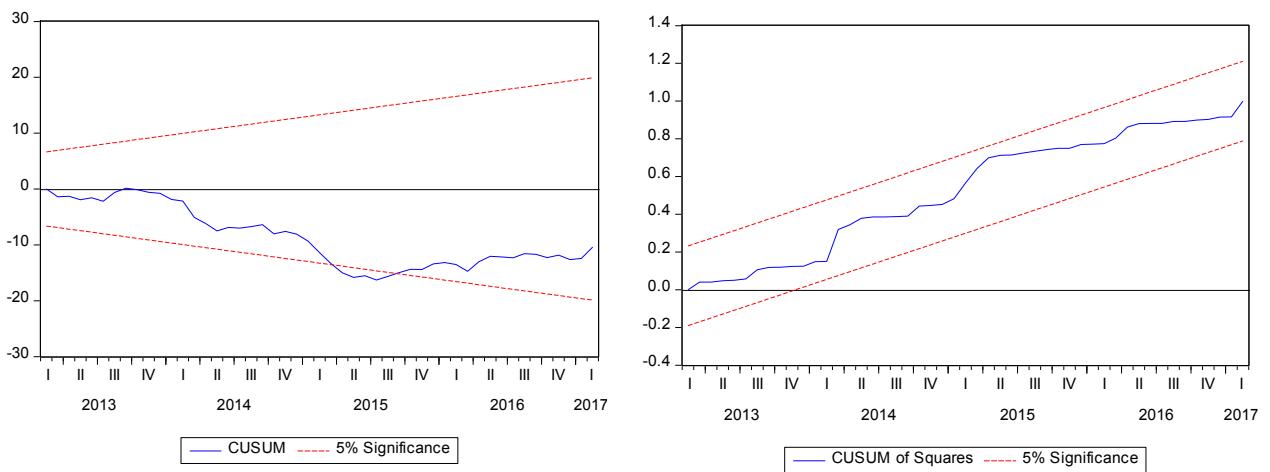


Figura A.3. Testes de Estabilidade CUSUM e CUSUMSQ do Modelo 3

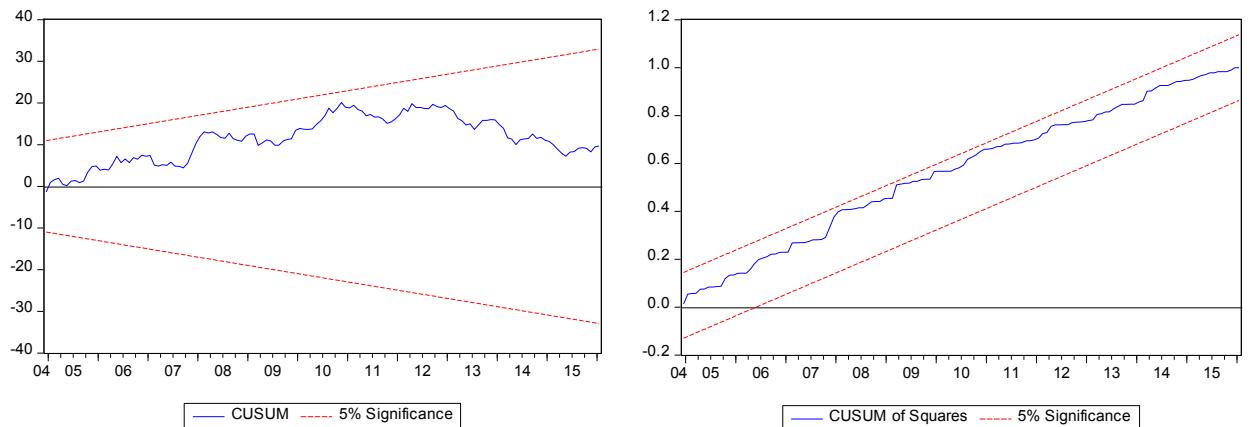


Tabela A.1. Dinâmica de Curto Prazo dos Modelos ARDL

	Modelo 1: ARDL (4, 0, 0, 0, 2)	Modelo 2: ARDL (4, 0, 0, 0, 2, 0)	Modelo 3: ARDL (4, 0, 1, 0, 1, 0, 4, 0)
Regressores	Coeficiente [Prob.]	Coeficiente [Prob.]	Coeficiente [Prob.]
ΔICC_{t-1}	1,471 [0,000]	1,465 [0,000]	1,361 [0,000]
ΔICC_{t-2}	-0,988 [0,000]	-0,981 [0,000]	-0,864 [0,000]
ΔICC_{t-3}	0,262 [0,000]	0,257 [0,000]	0,296 [0,000]
$\Delta Selic$	-0,000 [0,132]	-0,000 [0,146]	-0,000 [0,016]
$\Delta LERR$	0,003 [0,043]	0,003 [0,040]	0,002 [0,213]
$\Delta LIBCBR$	-0,004 [0,537]	-0,003 [0,667]	0,011 [0,113]
$\Delta LIPCA_t$	-0,035 [0,202]	-0,042 [0,131]	-0,044 [0,100]
$\Delta LIPCA_{t-1}$	0,071 [0,010]	0,067 [0,014]	X
$\Delta DELEIC$	-	-0,000 [0,685]	-
$\Delta LLFT$	-	-	0,004 [0,010]
$\Delta Salário_t$	-	-	0,007 [0,068]
$\Delta Salário_{t-1}$	-	-	-0,023 [0,000]
$\Delta Salário_{t-2}$	-	-	-0,016 [0,000]
$\Delta Salário_{t-3}$	-	-	-0,010 [0,015]
ΔPED	-	-	-0,000 [0,575]

Nota: Todas as variáveis estão em log natural, com exceção da Selic e PED.

“X” indica que não apresentou valores para esta defasagem.

“-“ indica que a variável em questão não foi incluída no modelo.