



**UNIVERSIDADE FEDERAL DA BAHIA
FACULDADE DE ECONOMIA
CURSO DE GRADUAÇÃO EM CIÊNCIAS ECONÔMICAS**

TULIO CESAR SARRAF BOUZAS

**TEORIA AUSTRIACA DOS CICLOS ECONÔMICOS: UM ESTUDO DA CRISE
AMERICANA DE 2008**

SALVADOR

2018

TULIO CESAR SARRAF BOUZAS

**TEORIA AUSTRÍACA DOS CICLOS ECONÔMICOS: UM ESTUDO DA CRISE
AMERICANA DE 2008**

Trabalho de conclusão de curso apresentado ao curso de Ciências Econômicas da Universidade Federal da Bahia, requisito parcial à obtenção do grau de Bacharel em Ciências Econômicas.

Área de concentração: Ciclos econômicos

Orientador: Prof. Dr. André Luís Mota dos Santos

SALVADOR

2018

Ficha catalográfica elaborada por Valdineia Veloso CRB 5/1092

B752 Bouzas, Tulio Cesar Sarraf
Teoria austríaca dos ciclos econômicos: um estudo da crise
americana de 2008 / Tulio Cesar Sarraf Bouzas. – Salvador: 2018

51p. tab. fig. graf.

Trabalho de Conclusão de Curso (Graduação em Economia) -
Faculdade de Economia, Universidade Federal da Bahia, 2018

Orientador: Prof. Dr. André Luís Mota Santos

1.Ciclos econômicos 2. Crise financeira. 3. Escola austríaca
4. Crescimento economia . I. Santos, André Luís Mota. II.
Universidade Federal da Bahia

CDD 368.54

TÚLIO CÉSAR SARRAF BOUZAS

**TEORIA AUSTRIACA DOS CICLOS ECONÔMICOS: UM ESTUDO DA CRISE
AMERICANA DE 2008**

Trabalho de conclusão de curso apresentado ao curso de Ciências Econômicas da Universidade Federal da Bahia, requisito parcial à obtenção do grau de Bacharel em Ciências Econômicas.


Aprovado em 17 de dezembro de 2018.

Banca Examinadora



Prof. Dr. André Luís Mota dos Santos

Universidade Federal da Bahia – UFBA



Profª. Drª. Gisele Ferreira Tiryaki

Universidade Federal da Bahia – UFBA



Prof. Dr. Antônio Wilson Ferreira Menezes

Universidade Federal da Bahia – UFBA

Dedico este trabalho a meus pais, que me apoiaram incondicionalmente – e, às vezes, de coração apertado - em todas as minhas decisões.

RESUMO

O estudo dos ciclos econômicos busca entender as flutuações periódicas observadas nas economias concretas: seus períodos de crescimento e de recessão (ou mesmo depressão). Nesse sentido, teóricos da Escola Austríaca, sobretudo Ludwig von Mises e Friedrich Hayek, desenvolveram um modelo geral para explicar tal fenômeno, baseando-se em princípios microeconômicos. O propósito do presente trabalho é aplicar a *Teoria Austríaca dos Ciclos Econômicos* à crise financeira norteamericana dos *subprimes*, ocorrida em 2008, como forma de dialogar com a literatura empírica existente sobre esta construção teórica em particular. Tal aplicação tem por objetivo fazer um estudo do grau de adequação da perspectiva austríaca como paradigma para entender tais ocorrências, a partir da comparação entre as previsões feitas pela mesma e os dados estatísticos disponíveis e através da construção de um vetor autorregressivo e da obtenção de sua função de impulso-resposta. Com dados para o período entre dezembro de 1996 e março de 2010, obtidos junto ao *Federal Reserve Bank of St. Louis*, os resultados alcançados foram favoráveis à teoria, mas com uma ressalva quanto à ausência de normalidade nos resíduos do modelo.

Palavras-chave: Ciclos econômicos. Escola Austríaca. Estados Unidos. Crise financeira de 2008. Grande Recessão.

ABSTRACT

The study of the business cycles seeks to shed light onto the periodic fluctuations observed in real-life economies: its growth and recession (or even depression) periods. In that sense, Austrian School theorists, especially Ludwig von Mises and Friedrich Hayek, developed a general model to explain that phenomenon, basing themselves in microeconomic principles. The purpose behind the present work is to apply the Austrian Business Cycle Theory to the American financial subprime crisis, that took place in 2008, as a way to dialog with the existing empirical literature regarding this theoretical construct in particular. Such an application has the goal of studying the adequacy of the Austrian perspective as a paradigm to understand such occurrences, basing itself on the comparison between the theoretical predictions and the available statistical data and through the construction of a vector autoregression and the attainment of its impulse-response function. With a database for the period between December 1996 and March 2010, obtained from the Federal Reserve Bank of St. Louis, the results achieved were favorable to the theory, but with a caveat concerning the non-normality of the model's residuals.

Key-words: Business Cycles. Austrian School. United States. 2008 financial crisis. Great Recession.

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO.....	7
2	QUADRO REFERENCIAL TEÓRICO-EMPÍRICO	10
2.1	A TEORIA DO CAPITAL E O SISTEMA BANCÁRIO COM RESERVAS FRACIONÁRIAS	10
2.2	O CRESCIMENTO SUSTENTÁVEL	12
2.3	O CRESCIMENTO INSUSTENTÁVEL: CONSEQUÊNCIAS DA EXPANSÃO DO CRÉDITO SEM RESPALDO EM POUPANÇA PRÉVIA	14
2.4	OUTROS ASPECTOS TEÓRICOS RELEVANTES	16
2.5	EM DIREÇÃO A UM MODELO HEURÍSTICO DA ABCT	17
2.6	A CRISE DOS <i>SUBPRIMES</i>	19
2.7	LITERATURA EMPÍRICA	21
3	METODOLOGIA.....	27
4	ANÁLISE DOS DADOS	29
4.1	DADOS UTILIZADOS	30
4.2	ESTUDO DAS SÉRIES	32
5	RESULTADOS	35
5.1	ANÁLISE UNIVARIADA.....	35
5.2	ANÁLISE DE COINTEGRAÇÃO	38
5.3	ESTIMAÇÃO DO VAR.....	39
5.4	TESTES DE ADEQUAÇÃO.....	41
5.5	ANÁLISE DE IMPULSO-RESPOSTA	42
6	CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	44
	REFERÊNCIAS	46
	APÊNDICE	50

1 INTRODUÇÃO

Com frequência, momentos de crescimento econômico (*boom*) alternam-se com períodos de crise (*bust*) num processo que recebe o nome de *ciclo econômico*. A Escola Austríaca localiza na expansão creditícia sem respaldo em poupança prévia a causa para esse tipo de fenômeno, que se processa através de uma série de mecanismos microeconômicos específicos. Esses processos levam, nesse paradigma, de maneira espontânea, a uma reversão no crescimento do período anterior à medida que os maus investimentos realizados nessa fase vão se revelando como tais.

Em 2008, estourou nos Estados Unidos, após um período de crescimento econômico notável, uma crise que ganhou sua expressão mais icônica no setor financeiro, e que envolvia, particularmente, ativos financeiros ligados ao mercado imobiliário. Foi marcada por inadimplência nas hipotecas, queda nos preços de imóveis e superprodução imobiliária. O propósito do presente trabalho monográfico é analisar quantitativamente a evolução dos dados com relação a este processo em concreto e o quanto eles se adequam às previsões da teoria austríaca.

A teoria austríaca dos ciclos econômicos (ABCT, na sigla inglesa para *Austrian Business Cycle Theory*) foi construída a partir da proposta metodológica da Escola Austríaca de utilizar, em suas formulações teóricas, construções verbais não formalizadas matematicamente. Essa posição epistemológica se sustenta fundamentalmente na concepção particular à esta escola quanto ao processo econômico e à ação humana, que impossibilitam que fenômenos econômicos sejam traduzidos na forma de relações funcionais. Isso dificulta, no entanto, a avaliação empírica de suas teorias, fazendo a Escola Austríaca andar na contramão do *mainstream*, e limitando a sua difusão neste meio bem como o reconhecimento de seus possíveis méritos.

Esta dificuldade é particularmente forte no caso da teoria dos ciclos, que é, talvez, a área na qual a Escola Austríaca ganha traços mais concretos e passíveis de análise empírica. Algumas tentativas foram realizadas nessa direção, de forma a aproximar a concepção austríaca dos ciclos econômicos ao *mainstream*. Tiveram, no entanto, em grande medida uma dificuldade importante: a de estruturar o teste de forma que particularizasse a concepção austríaca com relação a outros modelos de ciclos, como o modelo de Lucas e, mesmo, o modelo minskyano, no que lhe é mais característico: a teoria do capital, que consiste em uma complexa relação

intertemporal entre processos produtivos. Não existem, no momento, estatísticas que utilizem a definição exata utilizada pela Escola Austríaca, dificultando sua análise, já que o aspecto temporal da estrutura produtiva - a ser discutido na seção seguinte - é um dos elementos centrais da ABCT.

Em grande medida, é a essa teoria austríaca do capital que se deve a relevância da ABCT enquanto alternativa teórica às abordagens tradicionais dos ciclos econômicos. A divisão da estrutura produtiva em etapas mais ou menos afastadas do consumidor final cria a possibilidade para uma visão dos ciclos que enfatiza fenômenos microeconômicos, contextualizando a ação dos agentes (sobretudo do lado da oferta), uma vez que sua posição na estrutura produtiva é um aspecto fundamental para definir seu grau de sensibilidade a variações na taxa de juros. Caso correta, esta hipótese mune o pesquisador de um importante instrumental teórico para compreender o processo e a lógica interna que leva as economias a recessões e crises gestadas no próprio período de crescimento do nível de atividade.

A crise americana já foi largamente analisada, tanto pela sua dimensão quanto pela própria importância da economia americana no cenário internacional. Há, no entanto, pelo menos três motivos em particular para insistir no estudo dessa manifestação específica de ciclo econômico em vez de qualquer outra, quais sejam: 1) a abundância de dados; 2) a possibilidade de, graças a uma política de canalização de crédito para o setor imobiliário levada a cabo com o auxílio de *government sponsored enterprises*, (GSEs, a serem formalmente apresentadas em seção posterior), utilizar os efeitos da queda da taxa de juros frente à taxa natural sobre o setor imobiliário como *proxy* para os efeitos sobre os setores produtores de bens de ordem superior; e 3) o fato de haver sido mais largamente analisada permite o melhor contraste com tentativas anteriores de aplicar a ABCT, de forma a propor uma alternativa teórico-metodológica a essas que possa superar a dificuldade enfrentada pelos trabalhos anteriores.

O teste realizado consiste na construção de um vetor autorregressivo, tendo por principal produto a análise de impulso-resposta. O modelo tem como propósito averiguar como: 1) o volume de empréstimos ao setor imobiliário como proporção do crédito bancário total e 2) o diferencial entre o índice de preços de imóveis e ao consumidor respondem a um desvio da taxa de juros com relação à sua taxa natural, tendo por *proxy* o diferencial de juros entre títulos de dez anos e de três meses de maturação. As séries temporais utilizadas, mensais, foram

obtidas junto ao *Federal Reserve Bank of St. Louis*, e compreendem o período entre dezembro de 1996 e março de 2010. A análise de impulso-resposta trouxe resultados compatíveis com a teoria e, em sua maioria, estatisticamente significativos. Além disso, os testes de adequação realizados indicaram ausência de autocorrelação dos resíduos, mas sua normalidade não foi indicada pelo respectivo teste.

O trabalho é composto pela presente introdução, três seções de desenvolvimento e uma conclusão. Inicialmente, além dessa introdução, apresenta-se na seção 2 a teoria austríaca dos ciclos econômicos: partindo da teoria do capital e do sistema bancário; passando pela análise do crescimento lastreado em poupança e do crescimento baseado na expansão do crédito; explorando peculiaridades teóricas relevantes à crise americana dos *subprimes*, a ser estudada; e concluindo com a apresentação dos trabalhos mais relevantes realizados em termos de literatura empírica.

Em seguida, na seção 3, apresenta-se o método a ser utilizado, baseado na obtenção de uma função impulso-resposta a partir da construção de um vetor autorregressivo (VAR). Já na seção 4, são apresentadas as variáveis escolhidas, a justificativa teórica para tal escolha, bem como os gráficos destas séries temporais. Por fim, na seção 5, são apresentados a análise univariada, os resultados da estimação do modelo e os testes de adequação, que, em seu conjunto, indicam uma compatibilidade entre o processo descrito pela ABCT e os dados.

2 QUADRO REFERENCIAL TEÓRICO-EMPÍRICO

A teoria austríaca dos ciclos econômicos é uma espécie de síntese de várias outras teorias desenvolvidas por teóricos austríacos. A apresentação do quadro referencial teórico segue a ordem lógica: partindo da teoria do capital e do sistema bancário, para, só então, poder desenvolver a teoria dos ciclos (partindo da análise do caso do crescimento sustentável e chegando ao ciclo propriamente dito), e, finalmente, culminando no estudo de particularidades teóricas da teoria, de aspectos-chave da crise americana e dos textos empíricos.

O principal livro trabalhado foi “*Dinero, Crédito Bancário y Ciclos Económicos*” (utilizado no presente documento em sua versão traduzida e publicada pelo Instituto Mises Brasil) do Professor Jesús Huerta de Soto, doutor em Direito e Economia e professor da *Universidad Rey Juan Carlos*, em Madri. Este livro apresenta aspectos contábeis, históricos e jurídicos do sistema bancário, bem como a própria ABCT além dos principais avanços com relação às suas formulações originais. O livro “*Time and Money: The macroeconomics of capital structure*” do Professor Roger Garrison, formado em engenharia elétrica e doutor em economia, trata da teoria austríaca dos ciclos numa perspectiva baseada na Macroeconomia.

2.1 A TEORIA DO CAPITAL E O SISTEMA BANCÁRIO COM RESERVAS FRACIONÁRIAS

Na concepção austríaca, a produção se organiza temporalmente num processo dividido em etapas mais ou menos afastadas do consumo final: as mais próximas denominam-se “*bens de primeira ordem*”, e as mais distantes, “*bens de ordem superior*”, de acordo com a denominação instituída por Carl Menger (2007, p.56-57)¹, fundador da Escola Austríaca e um dos protagonistas da Revolução Marginalista. A teoria austríaca do capital, como aponta De Soto (2012), caracteriza o capitalista fundamentalmente como um poupador:

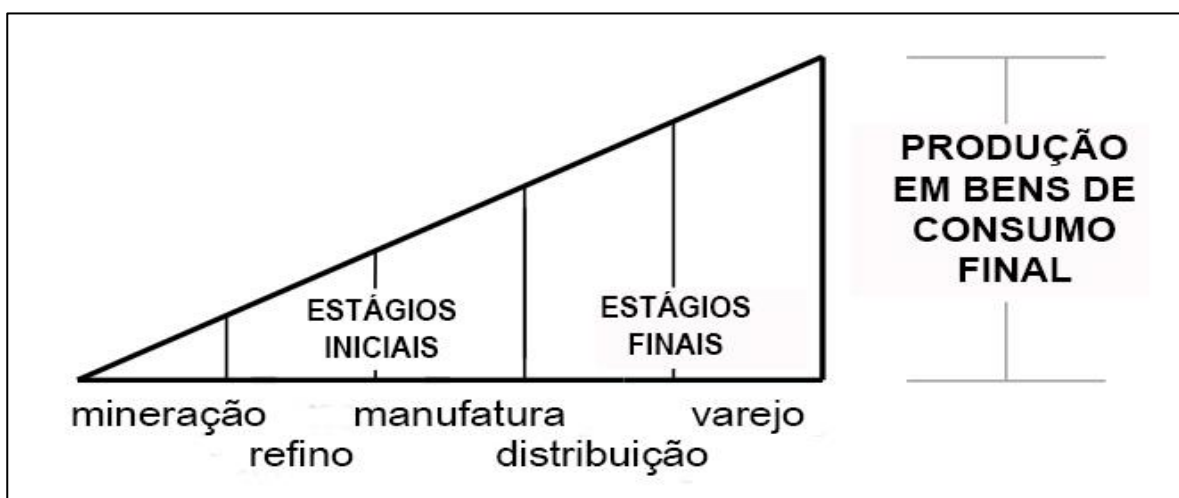
De fato, o mercado de bens presentes e de bens futuros, no qual se determina a taxa de juro, é constituído por toda a estrutura produtiva da sociedade, em que os poupadores ou capitalistas renunciam ao consumo imediato e oferecem bens presentes e bens futuros aos proprietários dos fatores originais de produção (trabalhadores e proprietários dos recursos naturais) e aos proprietários dos bens de capital, em troca da aquisição da plena propriedade de um valor pretensamente maior de bens de consumo depois de a produção terminar no futuro (DE SOTO, 2012, p.259).

¹ Trabalho original de 1871, no entanto, a versão utilizada no presente trabalho foi publicada, em língua inglesa, pelo Ludwig von Mises Institute em 2007.

Nesse sentido, o “mercado de créditos”, segundo o autor, “é apenas uma parte relativamente pouco importante do mercado geral em que se trocam bens presentes por bens futuros” (*ibidem*, p.260). E, portanto, “a taxa de juro seria determinada pela ‘taxa de lucro’, que tenderia a ser igual, por unidade de valor e período de tempo, aos lucros líquidos de cada etapa do processo produtivo” (*ibidem*, p.261). Uma queda na taxa de juros de mercado “mostrará aos empresários que existe uma maior disponibilidade de bens presentes, o que permite aumentar a duração e a complexidade das etapas do processo produtivo, fazendo com que tais etapas sejam mais produtivas” (*ibidem*, p.262).

Costuma-se representar a teoria do capital por meio do triângulo de Hayek, em que, à esquerda, estão os setores produtores de bens de ordem superior, e, à direita, os setores produtores de bens de ordem inferior, como se pode ver na figura abaixo, com exemplos:

Figura 1 – Triângulo de Hayek



Fonte: GARRISON, 2001, p. 47. Tradução própria.

Com relação ao sistema bancário, De Soto (*ibidem*) explora a diferença entre depósito à vista e depósito a prazo. O primeiro é propriamente um “depósito”: o depositário tem a obrigação de manter um *tantundem* (quantidade equivalente em gênero e qualidade à depositada), para fazer frente aos eventuais saques e transferências por parte do depositante. O depósito a prazo, por outro lado, é na verdade um empréstimo, tendo o banco a total disponibilidade sobre a quantia, devendo apenas devolvê-la ao final do prazo acordado.

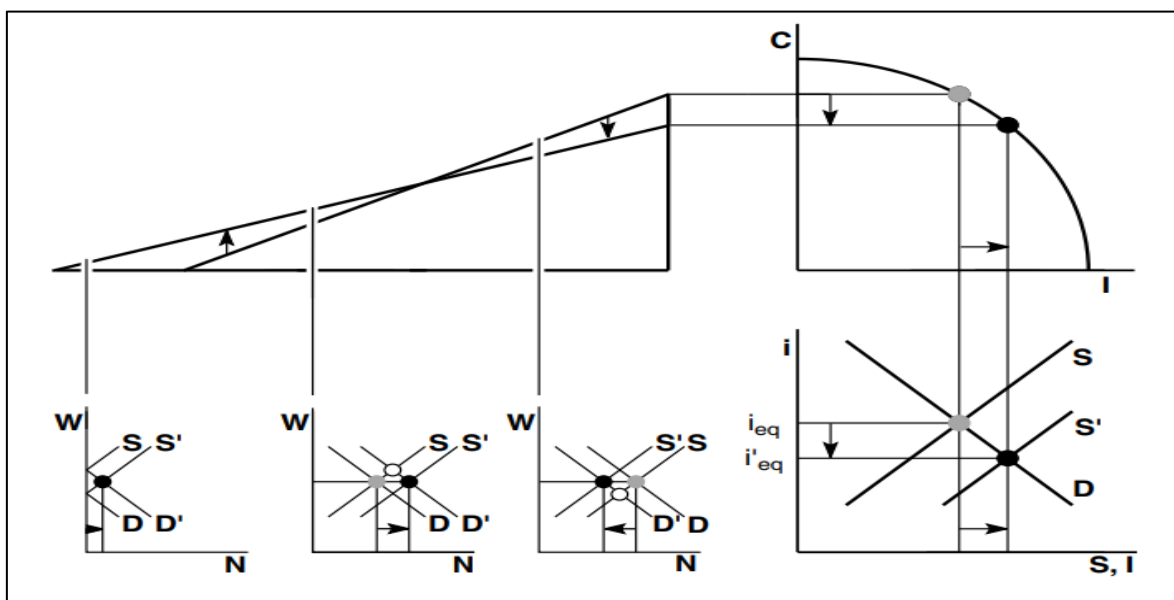
O sistema bancário com reservas fracionárias funciona, portanto, com base na apropriação indébita da quantia depositada à vista, na visão do autor, já que garante a mais de uma pessoa

a disponibilidade sobre uma mesma quantidade do bem depositado. Como consequência disso, a quantidade de moeda em circulação aumenta artificialmente. Em seguida, no entanto, em decorrência dos processos microeconômicos a serem explicados, a oferta monetária encolhe, ocorrendo uma deflação (*ibidem*).

2.2 O CRESCIMENTO SUSTENTÁVEL

Roger Garrison (2002), utiliza um instrumental macroeconômico para expor a teoria dos ciclos de maneira didática. Começa, igualmente que o próprio Hayek, pela explicação do “crescimento econômico sustentável”, ou seja, pautado num aumento prévio da poupança. O autor utiliza a “fronteira de possibilidades de produção” (FPP) para ilustrar o trade-off entre consumo e investimento, discordando de Keynes no sentido de, no paradigma austríaco, só ser possível aumentar o investimento com um aumento da poupança (acima da taxa de depreciação, tal como no modelo de Solow). Um esquema do processo de crescimento sustentável pode ser observado na figura abaixo:

Figura 2 – Desenvolvimento Sustentável



Fonte: GARRISON, 2001, p. 65.

Um aumento na taxa de poupança implica numa queda da taxa de juros, o que estimula o investimento. Segundo Garrison (*ibidem*), no entanto, o impacto ocorre de maneira diferente nas diversas etapas do processo produtivo:

Resources are bid away from late stages of production, where demand is weak because of the currently low consumption, and into early stages, where demand is strong because of the lower rate of interest. That is, if the marginal increment of investment in early stages was just worthwhile, given the costs of borrowing, then additional increments will be seen as worthwhile, given the new, lower costs of borrowing (*ibidem*, p.63)².

Nesse sentido, o autor diferencia entre efeito derivado da demanda e do desconto temporal. Uma redução da demanda por bens de consumo final levaria a uma queda da demanda por trabalho nos setores mais próximos *temporalmente* ao consumo final – esse é o efeito derivado da demanda. Por outro lado, uma queda na taxa de juros diminui a taxa que desconta o fluxo futuro de rendimentos de um projeto de investimento, aumentando o seu valor presente – esse é o efeito do desconto temporal, que é tão maior quanto mais *temporalmente* afastado do consumo final se encontrar o setor na estrutura produtiva. Isso ocorreria porque o aumento do valor presente seria mais significativo em projetos de investimento mais longos.

Os efeitos operam em sentidos opostos, dominando um ao outro a depender da etapa em que cada processo produtivo se encontre, e mudando a forma do triângulo de Hayek. O que ocorreria, no caso citado (de queda do consumo), seria uma diminuição do cateto que representa o valor da produção final (embora, como consequência do aprofundamento da estrutura de capital, o volume físico da produção viria a aumentar), bem como um aumento do cateto (a base) que representa a estrutura temporal dos processos produtivos (*ibidem*, p.64).

Como pode ser visto na figura 2, o esquema apresentado por Garrison (*ibidem*) indica que o aumento da poupança, ao deslocar a curva de fundos emprestáveis, abaixa a taxa de juros (natural³) de equilíbrio. A economia se move, na FPP, de um ponto correspondente a um maior nível de consumo para um correspondente a um menor nível, o que implica num achatamento do triângulo de Hayek. O efeito da taxa de juros, por outro lado, permite que os processos produtivos se tornem mais indiretos, levando a um aumento da base do triângulo, com o surgimento de etapas mais afastadas do consumidor final. Abaixo do triângulo, os gráficos dos mercados de trabalho – específicos a cada setor ao longo da estrutura produtiva, o que justifica a inclinação positiva da curva de oferta de trabalho – indicam que os setores de ordem superior passam a atrair trabalhadores pagando melhores salários que os setores de ordem

² Recursos são realocados dos estágios tardios de produção, onde a demanda é fraca devido ao nível baixo de consumo atual, e em direção aos estágios iniciais, onde a demanda é forte devido à taxa de juros mais baixa. Isto é, se o incremento marginal do investimento em estágios iniciais fosse digno, dados os custos de tomar empréstimo, então incrementos adicionais serão vistos como dignos, dado os novos, mais baixos custos de empréstimo” (*ibidem*, p.63, tradução nossa).

³ Conceito a ser formalmente apresentado na subseção 2.3.

mais baixa, gerando um gradiente de salários (*ibidem*, p.64), que vai sendo eliminado com a migração intersetorial de trabalhadores (canto inferior esquerdo da figura). Por fim, apesar de tal movimento não estar representado na figura, ocorreria um aumento no volume efetivo de bens de consumo finais produzidos em decorrência dos ganhos de produtividade oriundos do aprofundamento da estrutura produtiva.

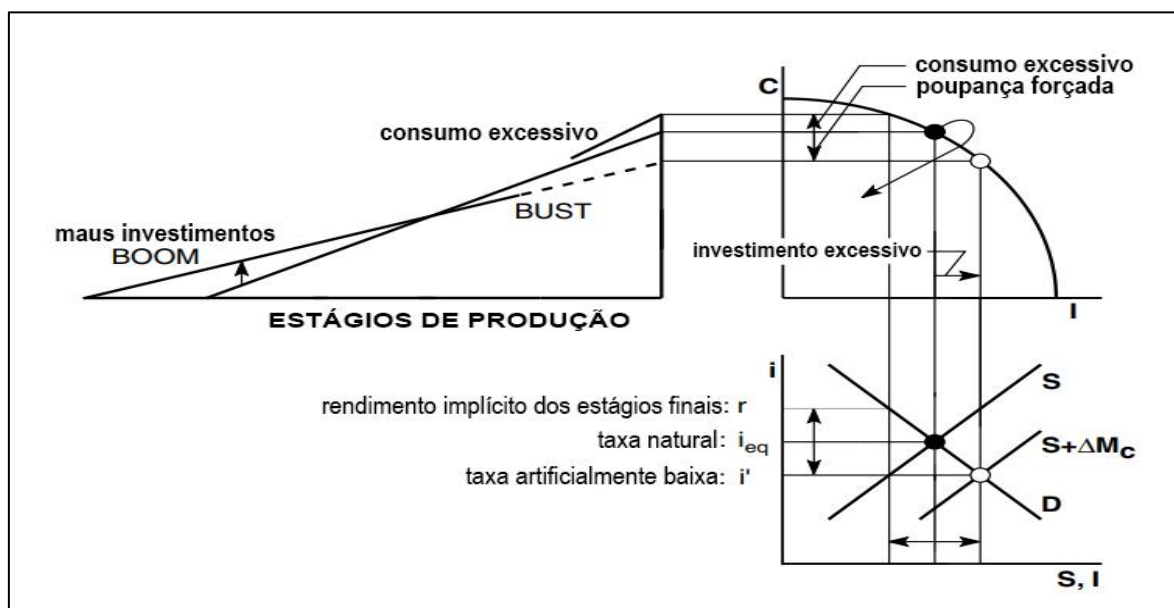
De Soto (*op.cit.*) apresenta três processos que estão por trás das mudanças na estrutura produtiva decorrentes do aumento da poupança voluntária: 1) efeito da disparidade de lucros entre diferentes etapas produtivas (os lucros dos bens de consumo final caem, devido à diminuição do consumo); 2) efeito da diminuição da taxa de juros sobre o preço de mercado dos bens de capital (aumento de seu valor presente); e 3) o “Efeito Ricardo”⁴. Produz-se, de acordo com o autor, como consequência desse processo, um “aprofundamento da estrutura de bens de capital” (o surgimento de novas etapas de produção), um alargamento das etapas já existentes (de produção de bens de capital) e um estreitamento das etapas próximas ao consumo final. (DE SOTO, *op.cit.*, p.301).

2.3 O CRESCIMENTO INSUSTENTÁVEL: CONSEQUÊNCIAS DA EXPANSÃO DO CRÉDITO SEM RESPALDO EM POUPANÇA PRÉVIA

Quando entra dinheiro novo na economia, seja pelo sistema de reservas fracionárias ou por injeções do Banco Central através de operações de *open market*, a taxa de juros também tende a cair. Para o professor Garrison (*op.cit.*), ocorre um movimento insustentável da FPP para fora, porque, como consequência da queda nos juros, há um aumento do investimento e queda na poupança, criando um *wedge* (termo usado pelo autor em referência à fenda criada por um machado em um pedaço de madeira) entre ambos: os empresários encontram uma maior escassez de recursos para investir. Esse deslocamento para além da FPP indica que tanto o investimento quanto o consumo crescem (pelo menos, na versão de Garrison da teoria). Uma representação esquemática desses processos é apresentada na figura abaixo:

⁴ O “efeito Ricardo” é quando, do aumento dos salários reais devido à queda dos preços de bens de consumo final, surge uma tendência de substituição de mão de obra por bens de capital.

Figura 3 – Crescimento Insustentável



Fonte: GARRISON, 2001, p. 69. Tradução própria.

Neste caso, o esquema de Garrison (*op. cit.*) indica que o surgimento do *wedge* no mercado de fundos emprestáveis levaria a um aumento simultâneo do investimento – devido à queda da taxa de juros de mercado, que passa a diferir da taxa natural – e do consumo. Isso provocaria tanto um aumento na altura do triângulo quanto uma extensão de sua base, fazendo-o adotar uma forma quadrilátera, com extremidades mais pronunciadas. Importante notar que tal abordagem, ao ser estática, apresenta uma série de limitações, como, por exemplo, não identificar possíveis expansões da FPP. Por esse motivo, no presente trabalho, apesar do valor didático de tal exposição, a ABCT será analisada tal como exposto em seguida: em sua dimensão microeconômica.

De Soto (*op. cit.*) explora os mecanismos microeconômicos de reação espontânea à expansão de crédito na seguinte sequência: 1) subida nos salários,⁵ devida à maior demanda por mão de obra em setores de ordem superior, sem que (tal como ocorre no caso do crescimento sustentável) esse fator tenha sido previamente liberado das etapas finais; 2) consequente subida (mais que proporcional) no preço dos bens de consumo;⁶ 3) aumento relativo dos lucros

⁵ O autor se refere a “fatores originais de produção”, ou seja, terra e trabalho. Por simplicidade expositiva, nesta seção, foca-se no trabalho, estando implícitas as variações no preço e na demanda pelo outro fator.

⁶ Supondo que as preferências dos indivíduos quanto ao consumo se mantivessem constantes, ocorreria um aumento dos preços de bens de consumo final proporcional ao aumento dos salários. O aumento efetivo dos preços seria, no entanto, mais que proporcional por dois fatores adicionais: 1) o *abrandamento* da produção de

nas etapas mais próximas ao consumidor final (devido ao aumento de seus preços mais que proporcionalmente ao aumento dos salários); 4) o “Efeito Ricardo” (a queda dos salários reais gera uma tendência à substituição de bens de capital por mão de obra); 5) aumento das taxas de juro de créditos; e 6) aparecimento de prejuízos contábeis nos setores mais afastados do consumidor final.

A crise manifesta-se em um excesso de investimento nas etapas mais afastadas do consumo, ou seja, nas indústrias de bens de capital e nas demais etapas que alargaram a estrutura de bens de capital; bem como em uma paralela escassez relativa de investimento nas indústrias mais próximas do consumo (DE SOTO, *op.cit.*, p.329). Esses recursos mal investidos vão sendo gradualmente transferidos das etapas mais distantes para as etapas mais próximas ao consumo final. No entanto, nesse meio tempo, muita riqueza é perdida.

É importante notar que a queda da taxa de juros citada é considerada em referência a uma taxa natural. O conceito de taxa natural utilizado na tradição austríaca teve como criador o economista sueco Knut Wicksell. Como resume Garrison (2006), esta taxa está baseada em fatores reais, estando relacionada ao equilíbrio entre poupança real e investimento. Esclarece, no entanto, em linha com a teoria austríaca do capital, que essa taxa não é aquela que esvazia o mercado de fundos emprestáveis apenas, mas equilibra toda a estrutura produtiva em que se trocam bens presentes por bens futuros (*id.*, 2001, p. 51).

2.4 OUTROS ASPECTOS TEÓRICOS RELEVANTES

Quando aplicada à realidade, uma série de considerações adicionais precisam ser feitas com respeito à ABCT, de maneira a aproximar-se mais das situações reais. A primeira delas é que, na concepção austríaca (bem como nas próprias contas nacionais), bens de consumo duráveis podem ser considerados bens de capital. Esses bens geram fluxos de serviços de consumo no tempo, podendo ser considerados como capital fixo consuntivo (CASTAÑEDA, 1972, *apud* DE SOTO, *op. cit.*, p.270 – 271). Dessa maneira, a demanda por imóveis é na verdade

bens de consumo, ou seja, a diminuição do ritmo de produção pelo deslocamento de fatores desses setores para os setores mais afastados do consumo final, que, nesse momento do ciclo, oferecem rendas maiores; e 2) a *ilusão de prosperidade empresarial* que se daria quando, levando em conta os custos históricos, os empresários percebessem, erroneamente, a entrada adicional de receitas como ganhos reais (DE SOTO, *op. cit.*, p. 322-323). Este último fator é interessante, pois dialoga com a teoria dos ciclos econômicos de Robert Lucas, ao atribuir um papel relevante ao erro de interpretação dos agentes frente a um aumento de suas receitas monetárias.

demanda por bens de capital que prestam, por muito tempo, serviços de moradia, estando sujeita aos processos apontados anteriormente.

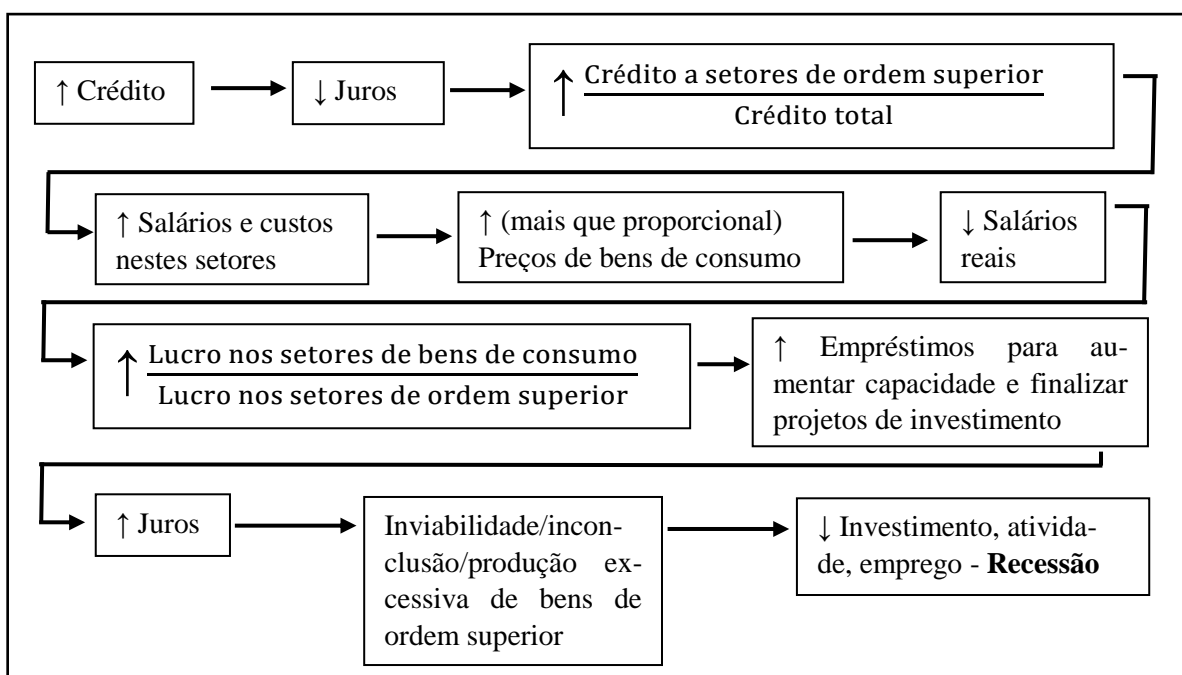
Outro aspecto de interesse é o que sintetiza Rothbard (2004), - a partir das contribuições de Mises e Hayek sobre o tema - citado por De Soto (*op.cit.*, p.347), quando afirma que a única maneira de adiar a vinda da recessão é o prolongamento do processo inflacionário. Nesse sentido, o autor afirma que há três possibilidades com relação à continuidade ou não do processo de expansão do crédito: 1) o crédito para de crescer ou diminui seu ritmo de crescimento; 2) o crédito se expande a uma taxa constante; ou 3) o crédito é aumentado progressivamente. O primeiro caso culmina no caso típico de crise exposto até aqui; o segundo caso, numa estagflação (ou recessão inflacionária); e o terceiro caso, numa hiperinflação e no colapso da moeda. Para manter os efeitos sobre a economia real, portanto, seria necessária uma injeção cada vez maior de crédito na economia.

Nesse mesmo sentido, os preços (que numa situação de oferta monetária constante tenderiam a cair) podem manter-se constantes ou cair diante de uma política monetária inflacionária mais moderada. Assim, tem-se que considerar preços relativos entre bens de primeira ordem e de ordem superior – nesse caso, imóveis (DE SOTO, *op.cit.*, p.366). Além disso, Carilli e Dempster (2001) chamam atenção a que o fato de parte do crédito criado chegar às mãos dos consumidores não necessariamente implica em aumento no nível de preços de bens de consumo final. Isso se deve ao aumento na razão (moeda em circulação) / (depósitos), o que gera uma tendência deflacionária.

Por fim, na concepção austríaca, o processo cíclico descrito ocorre mesmo quando a economia está abaixo do pleno emprego. Como aponta De Soto (*op.cit.*, p.378), nesse caso, tudo que ocorreria diferente do caso mais geral seria que o aumento dos preços reais dos fatores originais de produção e dos preços nominais dos bens de consumo final não seria tão pronunciado. Ainda assim, o diferencial de lucratividade entre os setores se evidenciaria.

2.5 EM DIREÇÃO A UM MODELO HEURÍSTICO DA ABCT

Com base no já exposto, é possível a elaboração de um modelo heurístico simples que capte a sequência dos mecanismos econômicos que se processam após uma expansão do crédito de acordo com a Escola Austríaca. Este modelo é apresentado no quadro 1.

Quadro 1 – Modelo heurístico da Teoria Austríaca dos Ciclos Econômicos

Fonte: *Elaboração Própria, 2018.*

Seguindo um aumento no volume de crédito disponível para empréstimo, tanto via operações de *open market* quanto graças ao sistema de reservas fracionárias, os juros de mercado tenderiam a cair com relação à taxa natural, que equilibra poupança e consumo. A operação do efeito do desconto temporal geraria uma tendência a que os empréstimos realizados pelo sistema bancário se concentrassem nos setores mais temporalmente afastados do consumo final. Como não houve, nesse caso, liberação de fatores originários de produção (terra e trabalho) por parte dos setores de ordem inferior, sua escassez relativa, em contraste com a demanda aumentada por esses fatores por parte dos setores de ordem superior, levaria a uma apreciação de suas remunerações. Haveria, portanto, um deslocamento intersetorial de mão de obra.

Essas maiores remunerações teriam por consequência um aumento mais que proporcional dos preços de bens de consumo final (tanto por ilusão monetária quanto pela diminuição no ritmo de produção desses bens provocada pelo deslocamento intersetorial dos fatores originários). Esse processo inflacionário levaria, nesse momento do ciclo, a uma diminuição dos salários reais bem como um aumento na lucratividade dos setores de ordem inferior, cujas receitas aumentariam mais que proporcionalmente a seus custos graças à queda dos salários reais. É importante notar que é um fato estilizado que salários reais são pró-cíclicos. Em defesa da ABCT se poderia dizer que essa queda dos salários reais se daria numa etapa do ciclo próxima

à sua reversão, com o aumento da taxa de juros. Ainda assim, esse é um aspecto da teoria que pode ser considerado problemático à luz das evidências existentes.

A maior rentabilidade relativa dos setores produtores de bens de consumo que surge nessa etapa do ciclo leva a uma disputa por recursos financeiros: de um lado, estes setores, em face à maior lucratividade, tenderiam a expandir suas atividades; do outro, os setores de ordem superior, cuja rentabilidade não aumentou, (por efeito Ricardo, na verdade, tenderia a diminuir, com a desvalorização dos salários reais, via queda de receitas) que teriam maior dificuldade para completar seus processos de investimento iniciados no *boom* do ciclo. Essa disputa pressionaria a taxa de juros a aumentar, terminando por inviabilizar os projetos de investimento que fossem mais vulneráveis.

A quebra em massa de empresas em setores de ordem superior, devido aos maus investimentos realizados, levaria a uma piora nos balanços patrimoniais mesmo daquelas que, nesses setores, conseguissem se manter em atividade, e, portanto, à queda também de seu valor líquido. Nessa fase, os processos narrados na literatura novo-keynesiana tenderiam a ocorrer, promovendo, graças ao agravamento dos problemas de risco moral e seleção adversa, uma contração do crédito e do investimento. A teoria austríaca não é, portanto, incoerente com os processos de ordem psicológica e financeira estudados na literatura pós- e novo-keynesiana, mas propõe uma causa no setor real da economia para esses processos. Essa causa real é produto de uma distorção na taxa de juros que, na ABCT, induz os investidores sistematicamente ao erro.

2.6 A CRISE DOS *SUBPRIMES*

O estudo austríaco de crises específicas costuma ser analisado com uma perspectiva mais histórica que empírico-quantitativa. Esta forma de análise e apreensão do concreto se baseia na concepção misesiana de que a história deve ser compreendida com base em um paradigma interpretativo apriorístico fundamentado no conceito de ação humana. Essa linha é seguida pelos trabalhos abordados na presente subseção.

Em 2004, Mark Thornton, Ph.D. em Economia pela *Auburn University*, afirmou que o aumento da taxa de juros levaria a uma reversão no mercado imobiliário. Já em 2006, tratou do desemprego, das quebras e resgates de bancos e da recessão que, acreditava, viriam a

acontecer, apesar da negativa do Banco Central americano (Fed) a esse respeito. Esse é um exemplo de análise ex-ante da ABCT aplicada ao caso americano.

Nesta seção, no entanto, decidiu-se focar na análise *ex-post* de Thomas Woods, um historiador de formação, justamente por ser uma análise com uma ênfase maior nos aspectos históricos da crise de 2008. Como afirma o autor:

In the wake of September 11, which came just over a year after the dot-com bust, then Fed chairman Alan Greenspan sought to reignite the economy through a series of rate cuts, culminating in the extraordinary decision to lower the target federal funds rate (the rate at which banks lend to one another overnight, and which usually drives other interest rates) to 1 percent for a full year, from June 2003 until June 2004. [...] with more dollars being created between 2000 and 2007 than in the rest of the republic's history” (WOODS JR., 2009, p.26).⁷

A tese do autor é que essa injeção de dinheiro na economia pelo Banco Central americano (Fed) foi precisamente o que levou à formação da bolha imobiliária. Segundo ele, uma série de mecanismos específicos contribuíram para canalizar muito do novo crédito criado para o setor de imóveis em específico (*ibidem*). Tais mecanismos poderiam ser agrupados na seguinte lista, provavelmente não exaustiva: 1) as GSEs *Fannie Mae* e *Freddie Mac*⁸; 2) o “risco moral” proveniente da expectativa que circulava na economia de que, caso elas quebrassem (e quebraram), elas seriam resgatadas pelo governo americano (e foram); 3) uma política de ação afirmativa das administrações Clinton e Bush que visava a estimular a expansão de hipotecas para minorias e pessoas de baixa renda através da CRA (*Community Reinvestment Act*), do HUD (*Department of Housing and Urban Development*) e das GSEs; 4) os estímulos à especulação pelas deduções dos impostos com base a juros de hipoteca, a concessão de hipotecas sem pagamento inicial e a eliminação de impostos sobre ganhos de capital obtidos

⁷ “Na sequência do 11 de Setembro, que veio apenas um ano após o colapso do dot-com, o presidente do Fed Alan Greenspan buscou reengatar a economia através de uma série de cortes de taxa, culminando na decisão extraordinária de abaixar a meta da taxa dos fundos federais (a taxa na qual os bancos emprestam uns para os outros de uma noite para a outra, e que normalmente conduz as taxas de juros) para 1% por um ano inteiro, de junho de 2003 até junho de 2004. [...] com mais dólares sendo criados entre 2000 e 2007 que no resto da história da república” (WOODS JR., 2009, p.26, tradução nossa).

⁸ De acordo com o portal *Investopedia*, “a government-sponsored enterprise (GSE) consists of privately held corporations with public purposes created by the U.S. Congress to reduce the cost of capital for certain borrowing sectors of the economy.” A Federal National Mortgage Association (Fannie Mae) e a Federal Home Loan Mortgage Corporation (Freddie Mac) são dois exemplos de GSEs voltadas para reduzir os custos de capital na concessão de hipotecas. Como afirma Woods, “*Fannie and Freddie do not extend mortgage loans to home buyers. They buy loans from banks on what is called the secondary market*” (*ibidem*, p.13). Em seguida, afirma que “*Fannie Mae had been "under increasing pressure from the Clinton Administration to expand mortgage loans among low and moderate income people*” (*ibidem*, p. 15). Isso implica em um relaxamento dos requisitos para as hipotecas que compravam dos bancos, ou seja, como afirmou o *the Times*, citado por Woods (op.cit.), “*to extend home mortgages to individuals whose credit is generally not good enough to qualify for conventional loans.*”

pela valorização e posterior venda de um imóvel; 5) o juízo falso por parte das agências avaliadoras da credibilidade das hipotecas; e 6) a mentalidade “*too big to fail*”.

A evidência da queda e posterior subida da taxa de juros parece corroborar com uma das previsões do modelo, bem como o seguinte trecho, que corrobora com a previsão já mencionada de queda dos preços de imóveis, que estavam crescendo durante o período anterior a 2008:

From 1998 to 2006, home prices appreciated dramatically. [...] Housing prices started to fall beginning in the third quarter of 2006. Until that time, people having trouble making their mortgage payments had been able to sell their homes, confident that they had appreciated, or even just to refinance them. These options were disappearing for borrowers experiencing difficulties (ibidem, p.12).⁹

A interpretação de Woods vai ser tomada como referência para o resto do presente trabalho. Em outras palavras, considerar-se-á que o crédito novo injetado pelo Fed foi canalizado para o setor imobiliário por um conjunto de políticas governamentais para promover o acesso da população à moradia.

2.7 LITERATURA EMPÍRICA

A Escola Austríaca, embora melhor caracterizada por uma análise histórica baseada em um arcabouço teórico *a priori*, tem produzido uma literatura empírica ao longo das últimas décadas. Arthur Middleton Hughes (1997), iniciando seu artigo com uma citação de Hayek - em que este trata da necessidade de que economistas com uma mentalidade estatística ilustrem o processo descrito pela ABCT com o suporte de dados, - por exemplo, faz um estudo empírico, embora sem o uso de um instrumental econométrico, da recessão americana de 1990-1991, anteriormente estudada também por Butos (1993).

Hughes (*op.cit.*) aponta para o crescimento da oferta monetária a uma taxa média de 9,6% a.a. entre 1981-1986, enquanto a média do PNB foi de 2,6% a.a. Ele segue, apontando um aumento de respectivamente 250% e 150% dos empréstimos de longo prazo para o setor de ferro e aço e de metais primários entre 1982 e 1983. Esse crescimento foi superior ao observado para a

⁹“De 1998 a 2006, os preços de imóveis se apreciaram dramaticamente. [...] Os preços dos imóveis começaram a cair no começo do terceiro quadrimestre de 2006. Até esse momento, as pessoas que tivessem problemas para pagar suas hipotecas tinham sido capazes de vender suas casas, confiantes que elas tinham se apreciado, ou pelo para refinanciá-las. Essas opções foram desaparecendo dos prestatários que experimentavam dificuldades.” (ibidem, p.12, tradução nossa)

manufatura em geral. O autor ressalta ainda que a nível de produção, entre 1981-1985, das indústrias produtoras de ferro, aço e metais primários estava na faixa de 63,5% da capacidade instalada, o que é interpretado como uma evidência em favor da tese de o efeito derivado da demanda não ser dominante nesses setores.

Em 1986, o autor observa uma queda nos empréstimos para esses setores com o fim do crescimento da oferta monetária. Os setores mais próximos do consumidor final (analisados pelo autor com os setores têxtil, de borracha e alimentício como *proxies*), embora não tivessem experimentado aumento no volume de empréstimos tomados no período expansivo, começaram a tomar mais empréstimos a partir de 1984, alcançando, em 1986, um volume de cerca de 170% (têxtil) e 200% (borracha) do total dos empréstimos para os setores manufatureiros. Isso é coerente com o processo descrito pelos austríacos de mudança nas rentabilidades relativas entre os setores, tendo os preços de ferro e aço despencando a partir de 1985.

Já em 1984, Wainhouse (*apud* MERINEN, 2015, NEIRA; BAGUS; ANIA; 2013) foi o primeiro a testar a ABCT com a utilização de um instrumental econométrico. Ele testou seis das nove proposições que depreendeu da teoria, quais sejam:

- i. Independência entre mudanças na poupança e na oferta de crédito bancário;
- ii. Mudanças na oferta de crédito têm uma relação inversa com a taxa de juros;
- iii. Alterações na taxa de concessão de crédito leva a mudanças no *output* de bens de produção;
- iv. A taxa entre os preços de bens de produção e de consumo tende a crescer com o início da expansão creditícia;
- v. O mesmo ocorreria com a taxa entre bens de produção mais próximos e mais afastados do consumo final;
- vi. Ocorre uma reversão na taxa de preços de bens de produção e de consumo.

As três primeiras proposições foram testadas, e confirmadas, para causalidade de Granger com dados mensais para a economia americana entre 1959 e 1981. As outras proposições não foram testadas empiricamente, mas o autor reporta sua confirmação mediante a análise da evolução dos dados. Importante notar, como também o fez Merinen (2015), que as três primeiras proposições não necessariamente confirmam a ABCT em específico, uma vez que, mesmo a

terceira delas não é suficiente para indicar que o aumento na produção e bens de capital haja sido maior que aquela experimentada por outros setores.

Keeler (2001) usa dados trimestrais, cobrindo o período entre 1950 e 1991 para os Estados Unidos. Ele utiliza, para medir os efeitos da política monetária sobre a taxa de juros, a

inclinação da curva de rendimentos, a partir da fórmula $YIELD = \ln \left\{ \frac{\left[1 + \frac{(taxa\ de\ longo\ prazo)}{100} \right]}{\left[1 + \frac{taxa\ de\ curto\ prazo}{100} \right]} \right\}$,

usando diferentes definições para cada uma das taxas. Seguindo Bernanke (1990), o autor justifica a escolha com base na tese de que a taxa de juros de curto prazo responde mais fortemente a mudanças de política monetária. O autor adota, portanto, a taxa de juros de longo prazo, considerada acíclica, como uma *proxy* para a taxa natural, onde uma inclinação maior indica uma política monetária mais frouxa. O mesmo poderia ser dito sobre o spread entre ambas as taxas.

Keeler (op.cit) define ainda uma variável de capacidade (taxa de utilização da capacidade em processos mais longos com a mesma taxa para processos mais curtos) e de renda (razão entre o PIB real e o PIB real natural, estimado com base na taxa de crescimento médio). Os resultados da correlação cruzada indicaram que a taxa de rendimento está positivamente correlacionada com a capacidade para a maior parte de cada ciclo (que foram divididos em 17 períodos cada), e, de maneira mais significativa, com a renda, ambos com retardos. O efeito na variável monetária (M1) indicou um impacto imediato na taxa de rendimentos. A aplicação do Modelo de Correção de Erros sugeriu um ajuste da taxa de juros de curto prazo em direção à taxa de longo prazo.

Carilli e Dempster (2008) utilizaram, para os Estados Unidos entre 1959 e 2007, o teste de causalidade de Granger em um VAR, com o intuito de testar dois pares de relações sequenciais depreendidos da ABCT: 1) Δ reservas \rightarrow Δ *interest rate lag*; e 2) Δ *interest rate lag* \rightarrow Δ PIB (que deveria aumentar, e, em seguida, diminuir como consequência de uma política monetária expansiva). O *interest rate lag* é definido como a diferença entre o FFR e uma *proxy* da taxa de juros natural, que, por sua vez, é inspirada em Rothbard (1993)¹⁰, e definida como a razão entre poupança e consumo. Os autores testaram também uma definição alternativa de taxa natural mais próxima ao *mainstream*: a taxa de crescimento real do PIB. Os resultados indicaram uma relação com as reservas e com o PIB favorável à ABCT no caso do conceito

¹⁰ Presente nas referências, ao final do presente trabalho, em sua edição de 2004.

rothbardiano de taxa natural, mas não entre reservas e o *interest rate gap* com a definição alternativa.

Bismans e Mougeot (2009), com uma base de dados para a França, Alemanha, Grã-Bretanha e Estados Unidos entre 1980 e 2006, utilizaram dados de painel com efeitos fixos para testar a relevância do *spread* da taxa de juros, da razão entre gasto com consumo e com investimento e, por fim, da razão entre um índice de preços ao consumidor e um índice de preços ao produtor para explicar os desvios do PIB real com relação ao seu valor natural real, tal como definido por Keeler (*op.cit*). A taxa de juros natural foi definida como a diferença entre a taxa de juros dos títulos do Tesouro americano com sete/dez anos de maturidade e daqueles com três meses. Os resultados foram favoráveis em sinal e em nível de significância tanto para o *spread* de juros e para a razão entre consumo e investimento, não o sendo no caso do índice de preços relativo.

Lester e Wolff (2013) utilizam uma função de impulso-resposta com dados para a economia americana entre 1972 a 2011. O estudo utilizou dados de índices de preço ao produtor e de produção industrial para as diferentes etapas da produção, classificados por indústria em: “cru”, “primário”, “semiacabado” e “acabado”. Os setores “primário” e “semiacabado” foram utilizados de maneira intercambiável como denominador comum (devido à alta correlação) em quatro razões de preços e produção relativos de produtos crus e acabados. Seguindo Bernanke e Blinder (1992), os autores utilizam a FFR (Federal Funds Rate – taxa de juros de base americana) para representar a política monetária, tendo criticado outras abordagens que utilizam alguma *proxy* para a taxa natural, por estas não serem independentes de política monetária.

Com base numa restrição teórica bem estabelecida que implica numa resposta com retardos de variáveis reais com relação a taxas de juros, os autores usam a FFR como última variável do sistema de equações (sendo as primeiras os índices de preços relativos e, em seguida, os índices de produção). Os resultados, testados também com outras definições de medidas de política monetária, que os preços relativos e índices de produção relativa não responderam de maneira significativa e, com frequência, mesmo com sinal trocado com relação ao previsto.

Luther e Cohen (2014) criticam o trabalho de Lester e Wolff (2013), no seu uso da FFR como indicador da política monetária, por não levar em consideração a taxa natural. Para lidar com essa dificuldade, os autores seguem Selgin et al. (2011), utilizando sua estimativa para a taxa

natural wickselliana, em que a taxa de juros real no tempo t , r_t^n , seja igual à taxa natural real de longo prazo $\bar{r}^n = 2\%$ a.a. somada à diferença entre a taxa de crescimento da produtividade total dos fatores (PTF) e seu valor médio ano a ano. A utilização da PTF se justifica teoricamente com base na concepção austríaca de que o progresso técnico levaria a um aumento na taxa de juros, que, por sua vez, serviria de freio à intensidade desse incremento (HAYEK, 1928, *apud* GARRISON, 2007, p. 18).

Luther e Cohen (2016) apontam, ainda, que a divisão da NAICS (*North American Industry Classification System*) em estágios produtivos empregada no estudo de Lester e Wolff (2013) não se adequa à compreensão austríaca. O motivo para tal não adequação é o fato de que, na teoria austríaca do capital, o elemento mais relevante não é o número de etapas entre um processo produtivo em específico e o consumo final, mas, mais bem, o tempo transcorrido entre ambos. Um processo é mais *roundabout* (“indireto”, em tradução correntemente utilizada para o termo böhm-bawerkiano), quanto mais *temporalmente* afastado do consumo final estiver - sendo essa a razão para a taxa de juros (o custo do capital ao longo do tempo) afetar especificamente os setores mais *roundabout*.

Com base em sua crítica ao artigo de Lester e Wolff (2013), Luther e Cohen (2014) propõem um SVAR para estimar as funções de impulso-resposta, usando o *spread* entre a FFR e a taxa de juros natural estimada por Selgin et al. (2011) – nomeado *productivity gap*, - bem como as variáveis de preço e produção utilizadas por Lester e Wolff. O resultado foi estatisticamente insignificante, tendo o sinal previsto apenas para o caso da razão entre os preços dos estágios iniciais e intermediários. Já no artigo de 2016, Luther e Cohen, com base na crítica às medidas de preço e de produção, utilizam os índices de preço e de produção para cada um dos estágios, e testando a função de impulso-resposta tanto para a FFR como para o *productivity gap*. Os resultados foram favoráveis para a segunda medida de política monetária, muito embora os autores reconheçam que, graças às dificuldades de definição, a evidência não é em favor de maneira restrita à ABCT.

Na literatura empírica em torno da ABCT, ainda muito incipiente, há uma diversidade de definições, métodos e relações testadas, algumas com resultados favoráveis às teses austríacas, outras não. Além disso, os estudos têm graus diversos de sucesso na tentativa de particularizar aqueles elementos mais característicos da teoria austríaca, tendo alguns estudos possibilitado a obtenção de resultados gerais o suficiente a ponto de servirem também para validar outras

visões dos processos econômicos de natureza cíclica. É importante notar alguns elementos em comum: o primeiro é o uso de alguma *proxy* para a taxa de juros natural em quase todos os estudos; o segundo, a ênfase na relação entre a variação na taxa de juros e variações na produção, seja mediante desvios do PIB em relação à sua tendência, seja por uma variação no padrão de alocação intertemporal dos recursos; e, por fim, o terceiro é o papel dos índices de preços.

3 METODOLOGIA

Com o objetivo de estabelecer relações entre algumas variáveis importantes para a ABCT e com os dados em séries temporais, um vetor autoregressivo é utilizado neste estudo. Lester e Wolff (2013) e Luther e Cohen (2014) julgam o método como o mais adequado para a análise de ciclos econômicos com base na ABCT.

Inicialmente, como o usual, as séries são analisadas individualmente. São realizados os testes ADF-GLS e KPSS. O primeiro, devido a Elliot, Rothemberg e Stock (1996), é um teste de Dickey-Fuller aumentado por defasagens (ADF), executado sobre a série líquida de termos determinísticos, que são estimados num primeiro passo por mínimos quadrados generalizados (GLS). O segundo, devido a Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (1992), em relação ao teste ADF tradicional, troca a hipótese nula de raiz unitária pela hipótese alternativa de estacionariedade. Os dois testes são soluções frequentes na literatura para o baixo poder do teste ADF tradicional (SANTOS, 2017).

Cointegração entre séries não estacionárias é verificada por meio do teste do traço de Johansen. Como este é caracterizado como um teste ADF generalizado, tem baixo poder pelo mesmo motivo dos testes de Dickey-Fuller: a presença de termos determinísticos. Então o teste de cointegração devido a Saikkonen e Lütkepohl (2000a, 2000b) também é realizado. Seu expediente é o mesmo do teste ADF-GLS: testar o comportamento de interesse, no caso cointegração, sobre as séries líquidas de termos determinísticos, que são estimados num primeiro passo (SANTOS, *op. cit.*).

Verificar relações de cointegração e, portanto, a possibilidade de que um modelo de correção de erros seja mais adequado do que um VAR não cointegrante é o procedimento usual na análise de séries temporais. No entanto, do ponto de vista do modelo heurístico descrito na seção 2.5, o desejado é não encontrar relações de cointegração. A princípio, tal modelo não comporta relações de longo prazo entre as variáveis.

Não havendo relação de cointegração, parte-se de um VAR na forma reduzida, estimado por mínimos quadrados generalizados (GLS).¹¹ Para tanto, primeiramente são estimadas as equações individuais por mínimos quadrados ordinários (OLS), e seus resíduos são usados na estimação da matriz de covariâncias, essencial para computar o estimador GLS. Como se verá

¹¹ Ver Lütkepohl, Krätzig e Boreiko (2006).

adiante, 1) a série utilizada para representar os desvios da taxa natural tem uma média diferente de zero; e 2) nenhuma das séries apresenta uma tendência clara, nem qualquer componente sazonal, o único termo determinístico adicionado à equação foi uma constante. Além disso, efetua-se a regressão robusta para correção de heterocedasticidade. A ordem do VAR é escolhida com base nos critérios de informação de Akaike (AIC), Hannan e Quinn (HQ) e Schwarz (SC).

Após a estimação, testes de adequação são realizados. É empreendido o teste LM de autocorrelação residual descrito por Lütkepohl (2005), com base numa distribuição Rao F (RAO, 1973), em que a hipótese nula é ausência de autocorrelação residual. Caso rejeitada, estima-se um novo VAR com uma ordem a mais. Repete-se o procedimento até que não mais seja rejeitada a hipótese nula. Em seguida, a análise residual é completa com os testes de não normalidade. Aplica-se uma variante do teste de Jarque-Bera devida a Doornik e Hansen (1994) e outra devida a Lütkepohl (1991, cap. 4) para verificar o quanto a curtose e assimetria dos resíduos padronizados são compatíveis com aquelas da distribuição normal conjunta.

No caso de o novo VAR estimado ser congruente, ele constituirá no ponto de partida para a análise estrutural. No caso de não ser congruente, pode-se utilizar, no procedimento TD, outro critério de informação, ou mesmo reduzir o modelo por meio de outro procedimento. A etapa seguinte é, a partir da forma reduzida congruente, identificar o respectivo VAR estrutural. Como se verá abaixo, as variáveis escolhidas e a sequência de acontecimentos descrita pelo modelo heurístico permitem que o VAR estrutural seja o mais simples possível: um VAR com esquema de identificação recursivo, ou seja, a estrutura imposta aos resíduos é a decomposição de Choleski. O produto da análise estrutural mais associado à ABCT é análise de impulso-resposta, que é o resultado empírico final deste trabalho.

4 ANÁLISE DOS DADOS

A ABCT apresenta um processo sequencial de mecanismos microeconômicos de ajuste que são desencadeados quando de uma expansão do crédito. Ao trabalhar com dados agregados, no entanto, perde-se em termos de precisão, sobretudo no que se refere ao isolamento de setores que possam ser mais afetados por uma queda na taxa de juros de mercado para um nível abaixo ao natural em sentido wickselliano. Para tanto, seguindo a interpretação de Woods (2009) quanto à canalização do crédito novo criado a partir de 2001 para o setor imobiliário, bem como a proposta metodológica de Hughes (1997) de concentrar-se em setores específicos, optou-se por estudar a crise americana dos *subprimes*, de 2008, utilizando o setor imobiliário como uma *proxy* para os setores de ordem superior.

Essa proposta permite solucionar o problema enfrentado por outros estudos de não encontrar dados coerentes com a concepção austríaca da estrutura temporal da produção. Assim, o setor imobiliário, reconhecidamente um setor de ordem elevada devido ao amplo período de maturação de seus projetos de investimento, responderia positivamente a uma variação descendente na taxa de juros na medida em que novos projetos no setor se tornassem viáveis como consequência de tal queda. Ainda seguindo Hughes (1997), a variável principal do estudo envolve os empréstimos direcionados ao setor com relação ao total do crédito bancário, comercial e industrial, no período.

Os dados foram obtidos junto ao *Federal Reserve Bank of St. Louis*, que possui uma ampla base de dados para os Estados Unidos e outros países. Utilizou-se dados mensais de janeiro de 1987 até abril de 2018, período máximo disponível para todas as variáveis de interesse. Nas regressões, no entanto, optou-se por restringir essa série, diferente do que foi feito por outros pesquisadores ao investigarem o tema, para o período entre dezembro de 1996 e março de 2010. A última data é o pico na inadimplência em hipotecas nos Estados Unidos, marcando, portanto, o limite da fase de *bust*. A data inicial foi escolhida de forma a permitir um total de 160 observações e situar-se numa data relativamente próxima ao início das políticas de facilitar o acesso a imóveis – tendo por marco o *Taxpayer Relief Act* de agosto de 1997, que reduziu drasticamente os impostos sobre ganhos de capital no setor imobiliário.

Recortar os dados, embora algo pouco usual na literatura empírica em economia, é uma iniciativa que se justifica com base na intenção de focalizar-se, no presente trabalho, no ciclo de expansão e queda do setor imobiliário. O fato de o marco inicial se localizar antes do

período de expansão do crédito contribui para melhor analisar o efeito da queda dos juros sobre o crédito dedicado ao setor. Ademais, uma vez que a ABCT é uma teoria que se concentra no processo de crescimento e exceção, mas não tanto o processo de recuperação, e também graças ao fato de que, mesmo quando o faz, supõe uma recuperação natural, via mecanismo de mercado, - o que não se verifica na realidade – estabelecer um marco final para o processo parece mais coerente com o propósito do presente trabalho.

4.1 DADOS UTILIZADOS

O VAR a ser construído utiliza três variáveis, quais sejam: 1) uma medida de política monetária (RLAG); 2) uma medida do crédito ao setor imobiliário como proporção do crédito total (PL); e 3) um índice de preços relativo entre o setor imobiliário e o setor de bens de consumo (PLAG). Essa construção se aproxima àquela presente nos trabalhos de Lester e Wolff (2013) e Luther e Cohen (2014 e 2016).

O RLAG consiste na diferença entre a taxa de juros sobre títulos de longo prazo (com dez anos de maturação) e sobre títulos de curto prazo do mercado monetário (com três meses de maturação), semelhante ao que foi feito por Lester e Wolff (2013) e Luther e Cohen (2014 e 2016). A taxa de juros de longo prazo assumiria o papel de *proxy* da natural graças à sua pequena variação em resposta a uma política monetário expansiva, enquanto que a taxa de curto prazo representaria a taxa de juros de mercado, mais sensível à expansão do crédito. Testou-se também, de maneira alternativa, a definição de Rothbard (1993), seguida por Carilli e Dempster (2008), em que a *proxy* da taxa natural consiste na razão entre consumo e poupança (dados trimestrais), enquanto a FFR representa a taxa de mercado.

O PL é a proporção do crédito bancário total que assume a forma de empréstimos ao setor imobiliário em específico. A definição dessa variável é inspirada no artigo de Hughes (*op. cit.*). Ela serve de *proxy* para os efeitos ocorridos nos setores de ordem superior em resposta a uma queda da taxa de juros de mercado com relação à natural. A utilização dessa variável para este fim se justifica com base na interpretação do Woods (*op. cit.*) e no procedimento analítico utilizado por Hughes (*op. cit.*) tal como explicitado no início da seção. Escolheu-se, portanto, diferente dos autores nos trabalhos mencionados, trabalhar com uma variável que indicasse não a atividade no setor, mas o volume de empréstimos, o que evidencia o papel prestado pelo setor bancário no ciclo, seguindo a crítica de Luther e Cohen (2016).

O PLAG consiste na diferença entre um índice de preços de imóveis e um índice de preços ao consumidor final. Difere, portanto do que foi feito por Lester e Wolff (2013) e Luther e Cohen (2014), na medida em que o setor de ordem superior é comparado diretamente aos setores de ordem inferior (representados pelo índice de preços ao consumidor final, não com um setor intermediário. O motivo para tal decisão diz respeito ao fato de que a versão da ABCT escolhida para o teste foi a de Hayek, baseada em processos microeconômicos, não a de Garrison, em que tanto o valor da produção quanto a estrutura temporal da produção se ampliam (graficamente) em resposta à queda da FFR. Nesse sentido, não faria sentido que a comparação dos efeitos de cada um dos extremos do triângulo fosse feita com relação aos setores de ordem intermediária, que não têm um papel definido na versão hayekiana.

A tabela abaixo apresenta os dados utilizados, e os nomes com os quais podem encontrados na página do *Federal Reserve Bank of St. Louis*, bem como as transformações realizadas neles:

Tabela 1 – Variáveis utilizadas

Nome	Definição
RLAG	<i>10-Year Treasury Constant Maturity Minus 3-Month Treasury Constant Maturity, Percent, Monthly, Not Seasonally Adjusted</i>
FFR	<i>Effective Federal Funds Rate, Percent, Monthly, Not Seasonally Adjusted</i>
S	<i>Gross saving as a percentage of gross national income, Percent, Quarterly, Seasonally Adjusted Annual Rate</i>
HL	<i>Real Estate Loans, All Commercial Banks, Billions of U.S. Dollars, Monthly, Not Seasonally Adjusted</i>
BC	<i>Bank Credit, All Commercial Banks, Billions of U.S. Dollars, Monthly, Not Seasonally Adjusted</i>
HP	<i>S&P/Case-Shiller U.S. National Home Price Index, Index Jan 2000=100, Monthly, Not Seasonally Adjusted</i>
CPII	<i>Consumer Price Index for All Urban Consumers: All Items, Index 1982-1984=100, Monthly, Not Seasonally Adjusted</i>

Fonte: *Federal Reserve Bank of St. Louis*.

Importante notar que a variável S, que representa a poupança bruta como porcentagem do PIB é calculada, assim como o próprio PIB, trimestralmente. Isso não implica em qualquer dificuldade, uma vez que ela é utilizada no cálculo da *proxy* da taxa natural de equilíbrio, que

não teria porque sofrer variações mensais significativas. Supôs-se, portanto, que a taxa de poupança se mantém constante em blocos de três meses. Além disso, o índice de preço de imóveis foi obtido com o ano base em 2000, enquanto o índice de preços ao consumir, 1982. Efetuou-se, portanto, a passagem da base deste último para o ano 2000, o que permitiu trabalhar com a diferença entre ambos. As variáveis elaboradas com base na base de dados são apresentadas na tabela abaixo:

Tabela 2 – Variáveis criadas

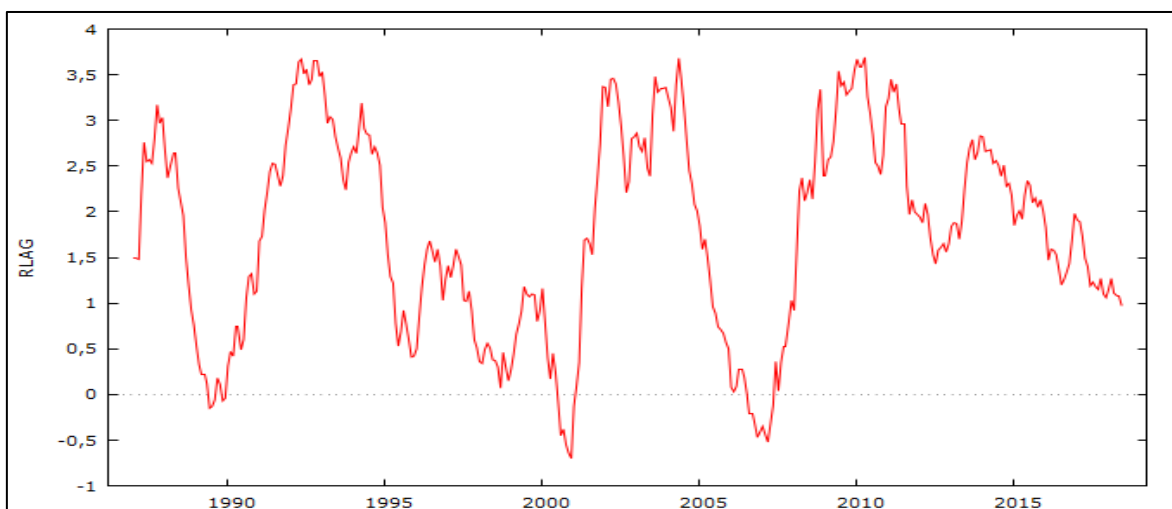
Nome	Definição	Forma
NR	Taxa natural	$NR = (100 - S)/S$
FFRLAG	Diferencial de juros com base na definição de Rothbard (1993) da NR	$FFRLAG = NR - FFR$
CPI1M	Índice de preços ao consumidor	Mudança de base (base=2000)
PL	Empréstimos ao setor imobiliário como proporção do crédito bancário total.	$PL = \left(\frac{HL}{BC}\right) \times 100$
PLAG	Diferencial de preços	$PLAG = HP - CPI1M$

Fonte: Elaboração própria, 2018.

Considerou-se também uma definição alternativa da relação entre os índices de preços de imóveis e ao consumidor final, qual seja, a razão entre ambas. As séries de ambas as variáveis eram, no entanto, muito semelhantes, sendo esse o motivo para que se escolhesse trabalhar com apenas uma delas.

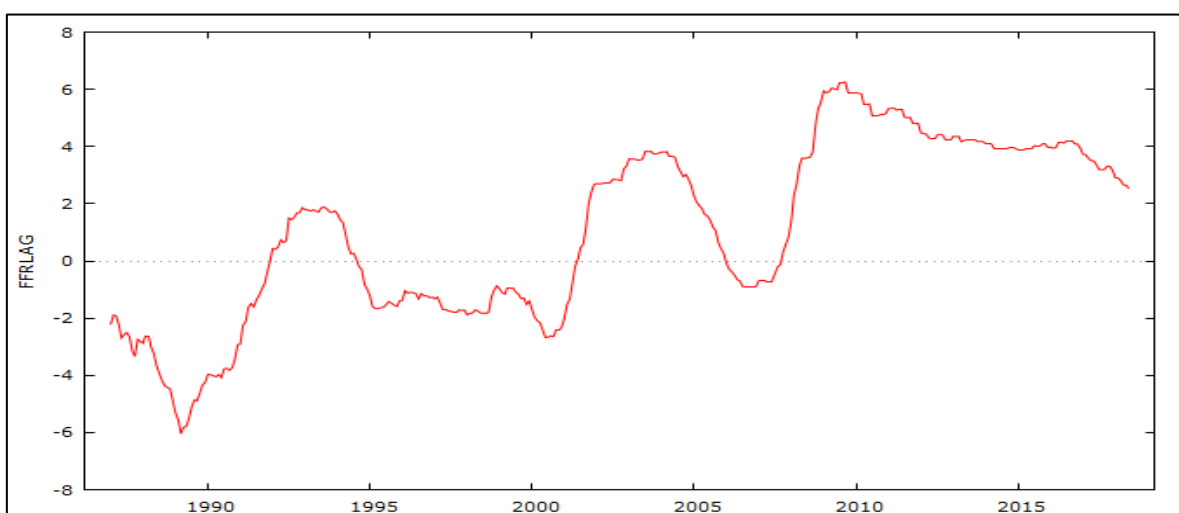
4.2 ESTUDO DAS SÉRIES

Nesta subseção, serão apresentados os gráficos das séries a serem utilizadas na estimação do VAR. Tanto neste momento quanto no posterior, a análise univariada, optou-se por utilizar a base de dados completa, sem o recorte imposto para isolar o período de *boom* e *bust* do setor imobiliário nos Estados Unidos. O motivo para tal escolha é o fato de que permite um resultado mais preciso na análise univariada, o que já justifica sua aplicação na análise gráfica, uma vez que esta última tem por propósito munir o pesquisador de mais informações para a realização da primeira. Ademais, não se encontrou padrão sazonal nas séries, tal como se pode observar nos correlogramas, presentes no apêndice.

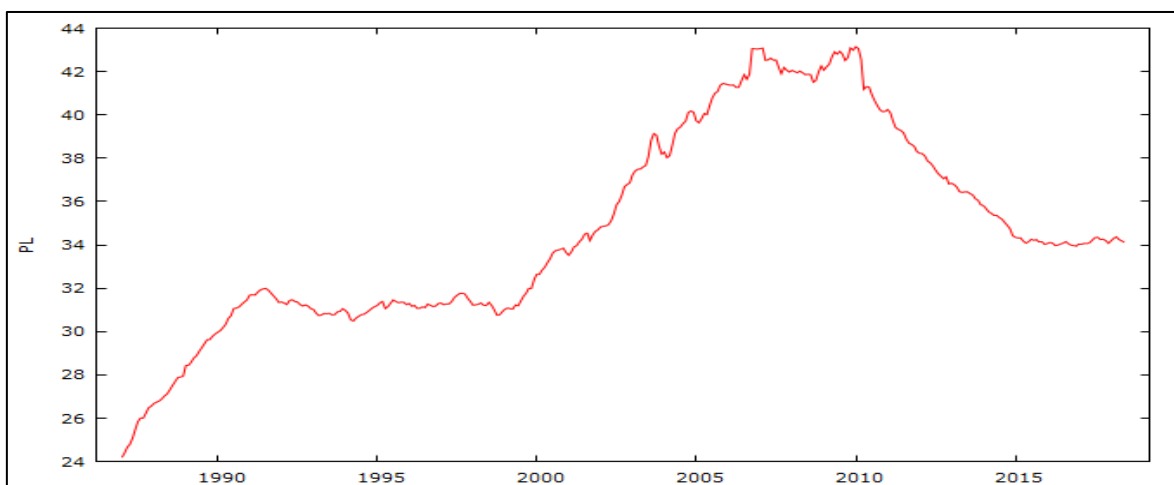
Figura 4 – Gráfico de RLAG

Fonte: *Federal Reserve Bank of St. Louis*.

No gráfico acima, está representada a evolução da série referente ao diferencial de juros entre títulos de dez anos até a maturação e títulos de três meses, obtida diretamente junto ao *Federal Reserve Bank of St. Louis*. Como se pode notar, a série tem um aspecto de estacionária, e tem uma média diferente de zero (cerca de 1,7799). Algo muito diferente é observado na sua correlata (FFRLAG), que representa a diferença entre a taxa natural – representada na razão entre consumo e poupança – e a FFR. Como se pode observar no gráfico, ela parece apresentar uma tendência ascendente:

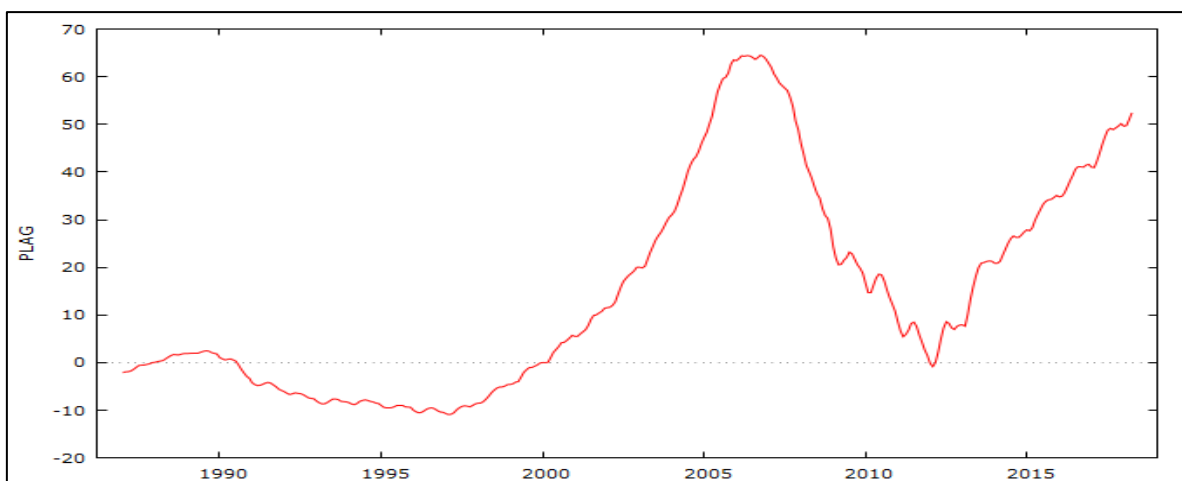
Figura 5 – Gráfico de FFRLAG

Fonte: Elaboração própria.

Figura 6 – Gráfico de PL

Fonte: Elaboração própria.

Uma tendência ascendente também parece observável na série – representada em porcentagem - da proporção entre empréstimos comerciais ao setor imobiliário e o crédito bancário em geral (PL), que não apresenta um aspecto de estacionária. É importante notar que a série tem uma forte queda a partir de 2010, o que rompe com a tendência ascendente. Ainda assim, será suposto, nos testes de raiz unitária, que tal tendência existe.

Figura 7 – Gráfico de PLAG

Fonte: Elaboração própria.

Já o gráfico do diferencial entre o índice de preços de imóveis e o índice de preços ao consumidor final (PLAG) não apresenta qualquer traço de estacionariedade, mas não tem, tampouco, uma tendência ascendente muito clara, apresentando uma importante queda em 2006. Como não se dispõe de uma série ainda mais longa para esta série, será suposto, nos testes de raiz unitária, que não apresenta tendência

5 RESULTADOS

Tendo em conta a análise gráfica feita na seção anterior, a etapa seguinte é a análise univariada, em que, por meio da realização de testes de raiz unitária, pode-se verificar se as séries são integradas de alguma ordem. Em posse dessa informação, prossegue-se com a estimação do VAR nas etapas apresentadas anteriormente na seção de metodologia. Em seguida, são analisados os resultados dos testes de adequação, para averiguar se o modelo estimado é consistente.

5.1 ANÁLISE UNIVARIADA

O primeiro teste utilizado para verificar a existência de raiz unitária nas séries foi o teste ADF-GLS para todas as séries, com exceção da primeira diferença da variável PLAG e das segundas diferenças das variáveis FFRLAG e PL, em que foi utilizado o método ADF. O motivo para que isso fosse feito dessa maneira é que o teste ADF-GLS não permite que não se utilize qualquer termo determinístico. Os resultados do teste foram compilados na tabela abaixo:

Tabela 3 – Teste ADF-GLS

Variável	Termos determinísticos	Defasagens	Estatística de teste	Valores críticos		
				1%	5%	10%
RLAG	c	SC: 2	-2,47	-2,57	-1,94	-1,62
		AIC: 3	-2,98	-2,57	-1,94	-1,62
FFRLAG	c, t	SC: 2	-2,23	-3,48	-2,89	-2,57
		AIC: 6	-3,54	-3,48	-2,89	-2,57
PL	c, t	SC: 3	-0,01	-3,48	-2,89	-2,57
		AIC: 16	-1,13	-3,48	-2,89	-2,57
PLAG	c	SC, AIC: 16	-0,97	-2,57	-1,94	-1,62
ΔFFRLAG	c	SC, AIC: 7	-1,85	-2,57	-1,94	-1,62
ΔPL	c	SC, AIC: 14	-0,93	-2,57	-1,94	-1,62
ΔPLAG*		SC: 13	-2,25	-2,57	-1,94	-1,62
		AIC: 15	-2,75	-2,57	-1,94	-1,62
ΔΔFFRLAG*		SC: 4	-13,69	-2,57	-1,94	-1,62
		AIC: 8	-7,75	-2,57	-1,94	-1,62
ΔΔPL*		SC: 10	-11,30	-2,57	-1,94	-1,62
		AIC: 16	-6,90	-2,57	-1,94	-1,62

Fonte: Elaboração própria.

(*) O teste realizado foi o ADF.

A variável RLAG, como visto na seção anterior, não apresentava qualquer tendência clara, mas tinha uma média diferente de zero. Por esse motivo, o teste foi realizado com apenas um termo determinístico. Com base no critério de Schwarz, pode-se rejeitar a hipótese nula de existência de raiz unitária apenas com um nível de significância de 5%, não estando, no entanto, a estatística de teste muito distante do valor crítico a 1% de significância. Com base no critério de Akaike, no entanto, mesmo a 1% rejeita-se a hipótese nula. Tais resultados indicam que a série não é integrada de qualquer ordem.

Já a variável FFRLAG, que apresentava uma tendência nos gráficos, foi testada com dois termos determinísticos. De acordo com o critério de Schwarz, aceita-se a hipótese nula a um nível de significância de 10%, mas, de acordo com o critério de Akaike, por outro lado, rejeita-se a hipótese nula a um nível de significância de 1%. Optou-se, diante de tal resultado, por seguir diferenciando a série. Para sua primeira diferença, ambos os critérios indicam que a 5% de significância não se pode rejeitar a hipótese nula. Para duas diferenças, rejeita-se H_0 a 1% com base em ambos os critérios. A série aparente ser, portanto, $I(2)$.

A variável PL, testada com dois termos determinísticos, aparente ter, em nível, pelo menos uma raiz unitária de acordo com ambos critérios de informação mesmo a um nível de significância de 10%. Em sua primeira diferença, tal resultado persiste. Com duas diferenças, ambos os critérios permitem a rejeição da hipótese nula a 1% de significância. A evidência dos testes ADF indica que a variável é integrada de ordem 2. Já a variável PLAG, cuja série não aparentava ter uma tendência clara, tem aparentemente pelo menos uma raiz unitária quando testada em nível. Quando testada sua primeira diferença, o critério de Schwarz indica que a 1% não se pode rejeitar a hipótese nula, mas, sim, a 5%. O critério de Akaike, por outro, indica a rejeição de H_0 mesmo a 1%. Tal resultado é interpretado, neste trabalho, como indicativo de que tal processo é $I(1)$.

Escolheu-se realizar, adicionalmente, o teste KPSS, cuja hipótese nula é de inexistência de raiz unitária, com o propósito de ter uma imagem mais clara do grau de integração das variáveis. Neste teste, pode-se utilizar a regra $lq = q\left(\frac{T}{100}\right)^{1/4}$ tanto para $q = 4$ quanto para $q = 12$ para calcular o parâmetro de truncagem da defasagem. Optou-se pela utilização de ambas. Os resultados obtidos estão compilados na tabela abaixo:

Tabela 4 – Teste KPSS

Variável	Termos determinísticos	Defasagens	Estatística de teste (p-valor)
RLAG	c	5	0,21 (>0,10)
		16	0,09 (>0,10)
FFRLAG	c, t	5	0,17 (0,04)
		16	0,07 (>0,10)
PL	c, t	5	1,01 (<0,01)
		16	0,37 (<0,01)
PLAG	c	5	3,26 (<0,01)
		16	1,20 (<0,01)
ΔFFRLAG	c	5	0,10 (>0,10)
		16	0,05 (>0,10)
ΔPL	c	5	1,33 (<0,01)
		16	0,71 (0,015)
ΔPLAG	c	5	0,29 (>0,10)
		16	0,14 (>0,10)
ΔΔPL	c	5	0,01 (>0,10)
		16	0,02 (>0,10)

Fonte: Elaboração própria.

É importante notar, de início, que o teste KPSS não pode ser realizado sem qualquer termo determinístico. Foi realizado, portanto, para todos os casos, com pelo menos o intercepto. O teste realizado para a variável RLAG indicou que se deveria aceitar a hipótese nula de ausência de integração de qualquer ordem para os dois parâmetros de truncagem do número de defasagens. O resultado foi semelhante ao obtido com o teste ADF-GLS, indicando que a variável segue um processo $I(0)$.

A variável FFRLAG também obteve, para o teste KPSS, um resultado semelhante ao teste ADF-GLS quando tomada em nível. Para 5 defasagens, pode-se rejeitar a hipótese nula a um nível de significância de 5%, mas ela deve ser aceita a 10% para 16 defasagens. Quando tomada em sua primeira diferença, nos dois casos, indica-se a aceitação da hipótese nula. No caso deste teste, a variável foi tida como $I(1)$, enquanto no teste anterior, havia sido identificado um processo integrado de ordem 2. Como esta variável é apenas uma versão

alternativa de RLAG, os resultados incoerentes dos testes justificam a escolha por não seguir utilizando-a nas etapas consecutivas do presente trabalho. Nesse sentido, o VAR será construído apenas com o RLAG como *proxy* da diferença entre a taxa de juros de mercado e a taxa natural.

Para a variável PL, os resultados foram correlatos aos obtidos no teste ADF-GLS: rejeita-se a hipótese nula em nível e em primeira diferença, mas aceita-se em segunda diferença. Isso indica que o processo em questão é integrado de ordem 2, tal como se havia encontrado no teste anterior. De maneira análoga, obteve-se também o mesmo resultado para PLAG em ambos os testes: rejeita-se H_0 em nível, mas aceita-se em primeira diferença. Esta variável, portanto, é aparentemente integrada de ordem 1 de acordo tanto com o teste ADF-GLS quanto com o KPSS. Como resultados semelhantes foram obtidos em ambos os testes para RLAG, PL e PLAG, será considerado, daqui em diante, que essas variáveis são, respectivamente, I(0), I(2) e I(1).

5.2 ANÁLISE DE COINTEGRAÇÃO

Antes de se prosseguir com a estimação do VAR, é necessário averiguar se as variáveis que possuem pelo menos uma raiz unitária cointegram, o que indicaria, neste caso, a construção de um modelo de correção de erros. Para tanto, é realizado o teste do traço de Johansen, que verifica o posto da matriz Π . Caso seja zero (aceita-se $H_0: \Pi = 0$), não há qualquer relação de cointegração entre as variáveis. Alternativamente, realiza-se também o teste de Saikkonen e Lütkepohl (2000a, 2000b), que funciona de forma análoga. Aplicou-se uma constante restringida, uma vez que os dados não apresentam tendência clara. Os resultados dos testes, realizados para o par PL, em primeira diferença, e PLAG, ambas I(1), constam na tabela abaixo:

Tabela 5 – Testes de cointegração

Variáveis	Modelo	Defasagens	H_0 : posto de $\Pi =$	Estatística de teste	
				Johansen: Traço (p-valor)	S&L (P-valor)
Δ PL,	Constante	SC: 3	0	61,37 (0,00)	28,89 (0,00)
PLAG	restringida		1	1,63 (0,84)	0,20 (0,71)

HQ, AIC,	0	15,06 (0,23)	8,19 (0,23)
FPE*: 16	1	3,14 (0,56)	0,32 (0,63)

Fonte: Elaboração própria.

(*) Final Prediction Error.

De acordo com o critério de informação de Schwarz, que indica três defasagens, ΔPL e $PLAG$ cointegram, resultado sugerido tanto pelo teste do traço de Johansen e o teste S&L. Já os critérios de Hannan-Quinn, Akaike e o critério FPE de Akaike indicam 16 defasagens. Os testes realizados com base nesses critérios indicam, ambos, a aceitação de $H_0: \Pi = 0$, o que implica em que as variáveis não cointegram. Diante dos resultados discrepantes, preferiu-se admitir que as variáveis não cointegram, uma vez que essa conclusão foi apontada por um número maior de critérios de informação que sua alternativa. Esse resultado permite a estimação de um VAR.

5.3 ESTIMAÇÃO DO VAR

É importante notar que para a construção do vetor autorregressivo que capte as previsões da ABCT proposto no presente trabalho, é necessário trabalhar com a variável PL em segunda diferença, PLAG em primeira e RLAG em nível. Essas transformações dificultam a interpretação dos resultados, mas são de fundamental importância, uma vez que as variáveis precisam ser tornadas estacionárias antes de prosseguir com a estimação. Com base na sequência dos dados delineada na seção de dados, o VAR deve ser estimado, seguindo a decomposição de Cholesky, tal como segue:

$$\begin{aligned}
 RLAG_t &= \kappa_1 + \sum_{i=0}^{\rho} \lambda_1^{rlag} RLAG_{t-i} + \sum_{i=0}^{\rho} \lambda_1^{pl} d_d_PL_{t-i} + \sum_{i=0}^{\rho} \lambda_1^{plag} d_PLAG_{t-i} + \varepsilon_{1t} \\
 d_d_PL_t &= \kappa_2 + \sum_{i=0}^{\rho} \lambda_2^{rlag} RLAG_{t-i} + \sum_{i=0}^{\rho} \lambda_2^{pl} d_d_PL_{t-i} + \sum_{i=0}^{\rho} \lambda_2^{plag} d_PLAG_{t-i} + \varepsilon_{2t} \\
 d_PLAG_t &= \kappa_3 + \sum_{i=0}^{\rho} \lambda_3^{rlag} RLAG_{t-i} + \sum_{i=0}^{\rho} \lambda_3^{pl} d_d_PL_{t-i} + \sum_{i=0}^{\rho} \lambda_3^{plag} d_PLAG_{t-i} + \varepsilon_{3t}
 \end{aligned}$$

Onde ρ é o número de defasagens, e “d_” indica uma diferença. É importante notar que RLAG deve ficar em primeiro lugar, uma vez que, na forma estrutural, ele não deve ter efeito

contemporâneo sobre as outras variáveis, uma vez que, tal como apontado por Luther e Cohen (2013), a literatura indica que política monetária tem efeito sobre variáveis reais apenas com uma determinada defasagem. RLAG é também a variável que inicia a sequência de eventos no modelo heurístico apresentado na seção de revisão da literatura. Em seguida, neste mesmo modelo, vem PL, os empréstimos para o setor imobiliário como proporção do crédito total, e só na medida em que os projetos de investimento começam por ser levados a cabo, percebe-se uma alteração dos preços relativos (PLAG).

Uma vez que RLAG consiste na diferença entre a taxa de juros sobre títulos de dez anos de maturação e sobre títulos com três meses de maturação, uma política monetária expansiva levaria a um aumento em seu valor. Esse aumento, por sua vez, de acordo com a teoria, deveria levar a um aumento nos empréstimos ao setor imobiliário como proporção do crédito total. Ambos os aumentos, deveriam provocar uma maior diferença entre os índices de preço de imóveis e de bens de consumo (PLAG), que, por sua vez, após outros mecanismos de cunho microeconômico, levaria, com uma defasagem maior (devida precisamente à ocorrência dessa sequência de eventos), a uma queda em RLAG.

Considerou-se utilizar alguma medida da produção em setores de ordem inferior para incluir este último elo nas relações de causalidade prevista pela ABCT, e finalizada no aumento da taxa de juros. No entanto, o PIB, calculado trimestralmente, seria a variável que mais se aproximaria – devido à ausência de dupla contagem nas contas nacionais – da concepção austríaca de produção de bens de consumo final, sobretudo quando subtraída a formação bruta de capital fixo. *Proxies* comuns para o PIB (como consumo de energia elétrica e alguma espécie de imposto que varie junto com a renda) não servem ao propósito de isolar as etapas mais temporalmente próximas ao consumidor final.

Considerou-se também utilizar um índice de preços ao consumidor final (CPI1) ou um outro índice de preços para trabalhadores assalariados (nomeado CPI2). O problema desta solução foi que, no primeiro caso, encontrou-se evidência de que CPI1, d_PL e PLAG cointegram. Já no segundo caso, observou-se autocorrelação nos resíduos na estimação do VAR, além de uma piora no estatístico do teste de normalidade desses resíduos. Por esse motivo, preferiu-se admitir que um aumento em PLAG teria um efeito retardado de queda sobre RLAG. Como o resultado da função de impulso-resposta com esses índices de preço apresentou um resultado favorável à ABCT, optou-se por trazê-lo no apêndice.

Antes de prosseguir com a estimação, é necessário realizar um teste de seleção do número de defasagens. Para tanto, são novamente utilizados os critérios de informação. De acordo tanto com o critério de Akaike e o de Hannan-Quinn, o número mais apropriado é de duas defasagens, enquanto que o critério bayesiano de Schwarz indica apenas uma. Optou-se por seguir o valor indicado pelo maior número de testes. Já que são valores próximos, não aportaria muita informação adicional testar ambos.

Em posse dessas informações, pode-se estimar o VAR. Novamente, o recorte temporal compreende o intervalo entre dezembro de 1996 e março de 2010, o mesmo utilizado no teste do número de defasagens. Inclui-se uma constante, uma vez que, mesmo após haver aplicado duas diferenças a PL e uma a PLAG, a variável RLAG, que não foi diferenciada nenhuma vez, segue com uma média diferente de zero. Ademais, utilizou-se erros padrões robustos na estimação, como já aludido na seção de metodologia, com o propósito de garantir a não ocorrência de heterocedasticidade no modelo.

5.4 TESTES DE ADEQUAÇÃO

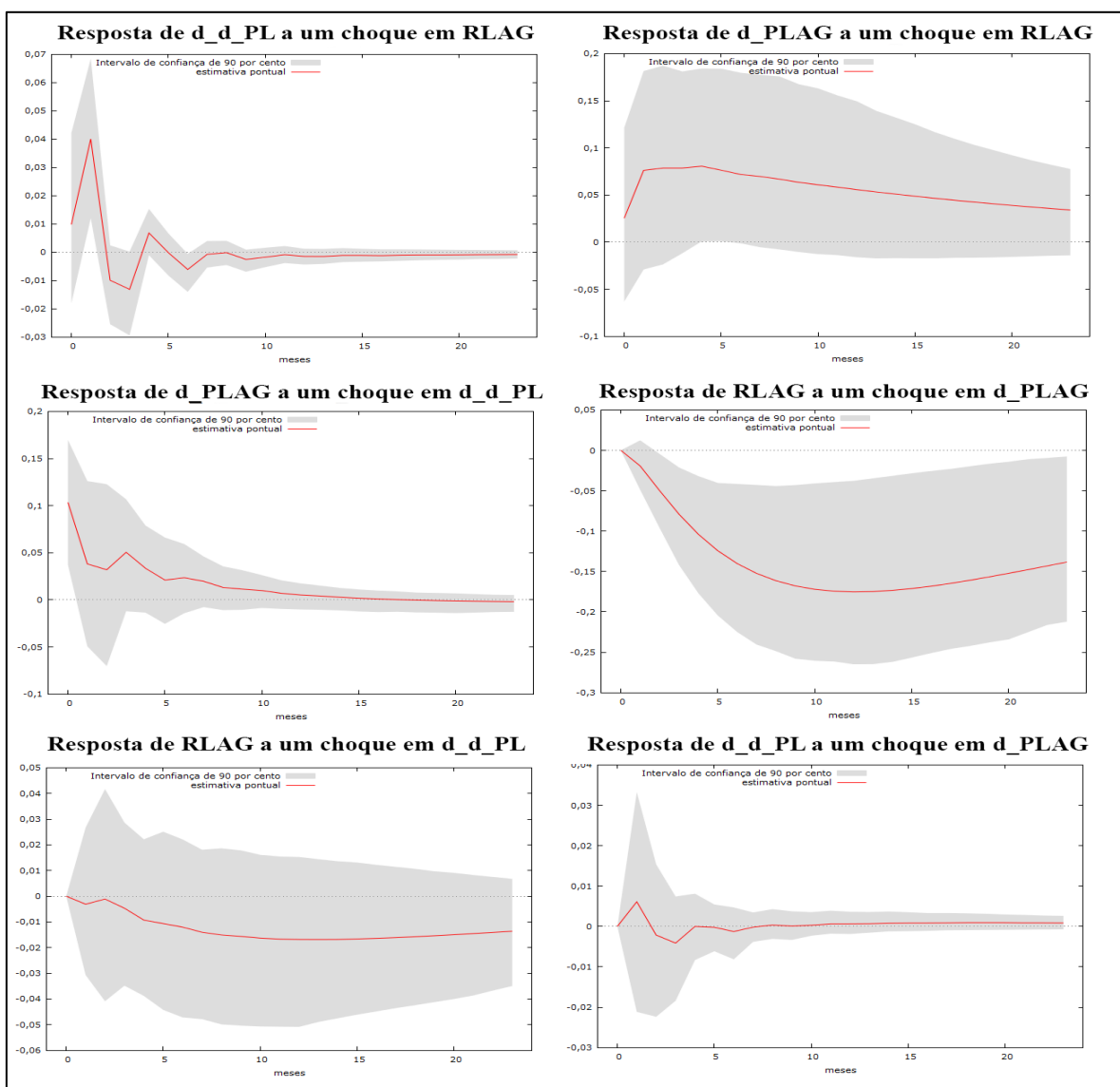
Os testes de adequação são realizados para verificar o grau de congruência do VAR estimado. O primeiro deles é o teste de autocorrelação, que testa a hipótese nula de ausência de autocorrelação dos resíduos, com base numa distribuição Rao F. O teste indica inexistência de autocorrelação no número de defasagens utilizado (duas), com um p-valor de 0,1294. O problema se verifica, de maneira sistemática, apenas a partir de 8 defasagens – a um grau de significância de 5%.

O teste de normalidade, por outro lado, indicou a ausência de normalidade nos resíduos. Esse é um problema comum em trabalhos empíricos, e costuma demandar muitas tentativas para resolver. Na ausência de tempo hábil para resolvê-lo, optou-se por reportar o problema, e deixar sua solução como uma sugestão para o prosseguimento dos trabalhos no futuro, deixando claro que, nesse aspecto, o modelo se apresenta como pouco congruente. Os testes de heterocedasticidade não foram realizados, uma vez que o modelo foi estimado já com erros padrão robustos.

5.5 ANÁLISE DE IMPULSO-RESPOSTA

Nesta seção, parte-se para o principal resultado da estimação do VAR: a função de impulso-resposta. Como se observa na figura 8, d_d_PL responde positiva e significativamente a um choque no resíduo da regressão de RLAG. Após um mês, esse choque em d_d_PL se desfaz. Esse resultado é coerente com a teoria, já que, como apresentado na seção 2.4, o choque na economia real só se manteria mediante a manutenção do expansionismo monetário. Importante notar que, na estimação, há duas diferenças em PL e ausência de impacto contemporâneo de RLAG sobre ela, o que dificulta a interpretação da longevidade do impacto.

Figura 8 – Funções de impulso-resposta



Fonte: Elaboração própria.

Já um choque positivo em d_d_PL impacta d_PLAG de maneira positiva e significativa em $t = 0$, como previsto pela teoria. O ponto máximo desse impacto se dá contemporaneamente ao choque, dissipando-se de maneira mais lenta que no caso anterior. Importante notar que o choque perde significância estatística muito rapidamente. A interpretação da dimensão temporal da resposta, no entanto, é prejudicada, neste caso, pelo fato de PL estar tomada em duas diferenças e PLAG, em uma.

É natural que, com base nos dois casos anteriores, PLAG responda positivamente a um choque em RLAG com alguma defasagem. Esse choque não chega a se afastar do intervalo de confiança de maneira relevante, de tornando mais significativo em $t = 4$. Importante notar que a queda do impacto é muito mais lenta que nos casos anteriores. Presume-se que o motivo é a constituição de uma bolha imobiliária, captada nos dados, que elevou o preço dos imóveis para muito além de seu valor fundamental.

O impacto de um choque unitário em d_PLAG sobre RLAG é também como previsto pela teoria: negativo. Esse choque torna-se significativo mais ou menos a partir de $t = 0$. Tal como previsto, ele atinge seu ponto mínimo após muitos períodos de defasagens, o que sugere um processo mais ou menos longo de ajuste. Importante notar também que a dissipação do choque se dá de maneira muito mais lenta do que em todos os outros casos. A teoria austríaca, de fato, prevê que a taxa de juros de mercado tenderia a um nível mais elevado que o anterior em decorrência da destruição de riqueza na fase depressiva do ciclo, o que implicaria em um menor estoque de capital apropriadamente empregado. Isso constitui, no entanto, especulação com relação ao padrão de resposta observado.

Os dois gráficos na porção inferior da figura 8 são previsíveis à luz do que foi analisado anteriormente, com resultados pouco significativos e de pouco interesse teórico. No geral, os resultados da função de impulso-resposta, obtida a partir do VAR estimado, se apresentam como bastante favoráveis à concepção austríaca dos ciclos econômicos. As previsões se verificam em sinal, e as respostas são, na maioria dos casos significativas. Cabe, nesse momento, no entanto, prosseguir a análise com os testes de adequação.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A Escola Austríaca é reconhecida por adotar uma postura muito rigidamente contrária a formalização matemática na teoria e à utilização de análise empírica para fortalecer ou enfraquecer uma teoria, tendo preferência por um método dedutivo com base em axiomas bem estabelecidos. Apesar disso, alguns estudos foram surgindo ao longo das últimas décadas numa tentativa de testar empiricamente as previsões feitas pela teoria austríaca dos ciclos econômicos. Essas tentativas obtiveram graus variados de sucesso, mas a grande maioria não isolou os elementos típicos da teoria austríaca daqueles que poderiam se aplicar a outras perspectivas teóricas.

Os motivos por trás dessa dificuldade são, basicamente, dois. O primeiro deles é a descrição do processo cíclico que implica em uma sequência de mecanismos de ajustes microeconômicos que são acionados quando ocorre uma expansão monetária. Esse processo implica em etapas que se sucedem no tempo e relações entre variáveis que podem parecer confusas e contraditórias em diversos momentos. O segundo motivo de dificuldade é a falta de dados estatísticos que levem em consideração a concepção particularmente austríaca de estrutura produtiva, elemento central e distintivo da ABCT.

O presente trabalho procurou apresentar uma alternativa de teste, dialogando diretamente com a literatura empírica existente na tradição austríaca sobre a teoria dos ciclos econômicos. Essa alternativa buscou particularizar a ABCT e suas previsões, através de uma definição específica de variáveis a serem testadas e de uma concepção específica de como enfrentar o problema de inserir a estrutura produtiva no modelo de maneira efetiva. Acredita-se haver alcançado tal objetivo de maneira satisfatória, e de haver identificado os principais eixos de causalidade da ABCT.

Os resultados obtidos foram favoráveis à teoria austríaca, com a função de impulso-resposta trazendo evidências em favor as relações causais especificadas na teoria. Acredita-se também haver alcançado um resultado mais significativo que aqueles alcançados na maioria dos estudos anteriores analisados. O modelo apresentou problemas de adequação, mas, no geral, aparenta ser um avanço na direção correta, na direção de uma concepção apropriada de como, com base nos dados estatísticos disponíveis, testar especificamente a visão austríaca do processo cíclico.

Algumas sugestões podem ser feitas para trabalhos futuros com base nos resultados do presente trabalho. A primeira seria a de encontrar uma variável que represente os setores de ordem superior que seja pelo menos $I(1)$, uma vez que dificilmente poderia ser uma $I(0)$. A segunda seria a de fechar o modelo com o último elo de causalidade aqui sugerido, qual seja, aquele que indica a reversão do ciclo via aumento dos preços de bens de consumo final. Para tanto, seria necessário encontrar uma variável, de produção ou de preços dos setores de ordem inferior, que não apresente os problemas aqui apresentados. Por fim, sugere-se a correção dos problemas do modelo, a fim de dá-lo maior congruência.

REFERÊNCIAS

- BANCO MUNDIAL. **Tasa de interés real (%)**. Disponível em: <<https://datos.bancomundial.org/indicador/FR.INR.RINR?end=2016&locations=ES-US&start=1990&view=chart>>. Acesso em: 27 nov. 2017
- BERNANKE, Benjamin S. On the Predictive Power of Interest Rates and Interest Rate Spreads. **New England Economic Review**. Boston: Federal Reserve Bank of Boston, p. 51–68, nov./dez. 2000.
- BERNANKE, Benjamin; BLINDER, Alan. The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission. **The American Economic Review**. Nashville: American Economic Association, v. 84, n. 4, p. 901–922, 1992.
- BISMANS, Francis; MOUGEOT, Christelle. Austrian business cycle theory: Empirical evidence. **The Review of Austrian Economics**. Nova Iorque: Springer US, v. 22, n. 3, p. 241-257, 2009.
- CACHANOSKY, Nicolás; PADILLA, Alexandre. A Mathematical Version of Garrison's Model. **The Quarterly Journal of Austrian Economics**. Auburn: Ludwig von Mises Institute, v. 10, n. 3., p. 271-281, 2016.
- CARILLI, Anthony M.; DEMPSTER, Gregory M. Expectations in Austrian Business Cycle Theory: An Application of the Prisoner's Dilemma. **The Review of Austrian Economics**. Nova Iorque: Springer US, v. 14, n. 4, p. 319-330, 2001.
- CARILLI, Anthony M.; DEMPSTER, Gregory M. Is the Austrian business cycle theory still relevant? **The Review of Austrian Economics**. Nova Iorque: Springer US, v. 21, n. 4, p. 331-351, 2008.
- CASTAÑEDA, José. **Lecciones de Teoría Económica**. Madri: Editorial Aguilar, 1972.
- DE SOTO, Jesús Huerta. **A Escola Austríaca**. Trad. André Azevedo Alves. 2.ed. São Paulo: Instituto Ludwig von Mises, 2010.
- DE SOTO, Jesús Huerta. **Moeda, Crédito Bancário e Ciclos Econômicos**. Trad. Márcia Xavier de Brito. São Paulo: Instituto Ludwig von Mises, 2012.
- DOORNIK, Jurgen A.; HANSEN, Henrik. **An Omnibus Test for Univariate and Multivariate Normality**. Oxford: University of Oxford, Nuffield College, Economics Group, 1994.
- FRED. **Economic Data**. Disponível em: <<https://fred.stlouisfed.org/>>. Acesso em: 19 jul. 2018.
- GARRISON, Roger W. **A taxa de juros natural e a taxa de juros neutra**. Traduzido por: Leandro Augusto Gomes Roque. Disponível em: <<https://www.mises.org.br/Article.aspx?id=606>>. Acesso em: 3 set. 2018.
- GARRISON, Roger W. **Hayek and Friedman: Head to Head**. 2007. Disponível em: <<https://www.auburn.edu/~garrir/hayek%20and%20friedman.pdf>>. Acesso em: 25 out. 2018.

GARRISON, Roger W. Natural and Neutral Rates of Interest in Theory and Policy Formulation. **The Quarterly Journal of Austrian Economics**. Auburn: Ludwig von Mises Institute, v. 9, n. 4, p. 57–68, 2006.

GARRISON, Roger W. **Time and money: the macroeconomics of capital structure**. Nova York: Routledge, 2002.

HELMERSSON, Tobias; SLLEBY, Karl. **Austrian Business Cycle Theory: Modelling the short-run intertemporal resource allocation**. 2009. Disponível em: <<http://www.diva-portal.org/smash/get/diva2:235823/FULLTEXT01.pdf>>. Acesso em: 20 nov. 2018.

HUGHES, Arthur Middleton. The Recession of 1990: An Austrian Explanation. **The Review of Austrian Economics**. Nova Iorque: Springer US, v. 10, n. 1, p. 107-123, 1997.

INVESTOPEDIA. **Government-Sponsored Enterprise – GSE**. Disponível em: <<https://www.investopedia.com/terms/g/gse.asp>>. Acesso em: 27 nov. 2017.

KEELER, James P. Empirical Evidence on the Austrian Business Cycle Theory. **The Review of Austrian Economics**. Nova Iorque: Springer US, v. 14, n. 4, p. 331-351, 2001.

LESTER, Robert B; WOLFF, Jonathan S. The empirical relevance of the Mises-Hayek theory of the trade cycle. **The Review of Austrian Economics**. Nova Iorque: Springer US, v. 26, n. 4, p. 433-461, 2013.

LÓPEZ, Julio Revuelta; PRIETO, Noelia González. La economía española, 1996-2008: contrastación de las teorías de Keynes y Hayek. **Contribuciones a la Economía**. Espanha, 2009. Disponível em: <<http://www.eumed.net/ce/2009b/rlgp.htm>>. Acesso em: 8 jan. 2018.

LUTHER, William J.; COHEN, Mark. An Empirical Analysis of the Austrian Business Cycle Theory. **Atlantic Economic Journal**. Atlanta: International Atlantic Economic Society, v. 42, n. 2, p. 153-169, 2014. Disponível em: <https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2377057>. Acesso em: 25 out. 2018.

LUTHER, William J.; COHEN, Mark. On the Empirical Relevance of the Mises–Hayek Theory of the Trade Cycle. **Studies in Austrian Macroeconomics**. Bingley: Emerald Group Publishing, v. 20, p. 79-103, 2016. Disponível em: <<https://www.emeraldinsight.com/doi/abs/10.1108/S1529-213420160000020005>>. Acesso em: 25 out. 2018.

LÜTKEPOHL, Helmut. **Introduction to Multiple Time Series**. Berlim: Springer-Verlag, 1991.

LÜTKEPOHL, Helmut. **New Intoduction to Multiple Time Series Analysis**. Berlin: Springer, 2005.

LÜTKEPHOL, Helmut; KRÄTZIG, Markus; BOREIKO, Dmitri. **VAR Analysis in JMulti**. 2006. Disponível em: <<http://www.jmulti.de/download/help/var.pdf>>. Acesso em: 10 nov. 2018.

MENGER, CARL. **Principles of Economics**. Traduzido ao inglês por: James Dingwall e Bert F. Hoselitz. Auburn: Ludwig von Mises Institute, 2007.

MERINEN, Jukka. **Austrian Business Cycle Theory: Examination of Theory and Evidence**. 2015. Disponível em: <

http://epub.lib.aalto.fi/fi/ethesis/pdf/14115/hse_ethesis_14115.pdf>. Acesso em 29 nov. 2018.

MISES, Ludwig von. **The Theory of Money and Credit**. Indianápolis: Liberty Fund, 1981.

MISES WIKI. **Austrian predictions/Housing bubble**. Disponível em: <https://wiki.mises.org/wiki/Austrian_predictions/Housing_bubble> Acesso em: 15 fev. 2018.

MISHKIN, Frederic S. **The Economics of Money, Banking, and Financial Markets**. 11 ed. Londres: Pearson Education, 2016.

MOLINA, José Luis Malo de. Uma larga fase de expansão de la economía española. **Documentos Ocasionales**. Madri: Banco de España, n. 0505, 2005. Disponível em: <<https://www.bde.es/f/webbde/SES/Secciones/Publicaciones/PublicacionesSerias/DocumentosOcasionales/05/Fic/do0505.pdf>>. Acesso em: 9 jan. 2018.

NEIRA, Miguel A. Alonso; BAGUS, Philipp; ANIA, Alberto Romero. An Empirical Illustration of the Austrian Business Cycle Theory: The case of the United States, 1988-2010. **Investigación Económica**, v. 72, n. 285, 2013.

RAO, C. Radhakrishna. **Linear Statistical Inference and its Applications**. Nova Iorque: John Wiley & Sons, Inc, 1973. 2 ed, 2008.

ROTHBARD, Murray Newton. **Man, Economy, and State: A Treatise on Economic Principles**. Scholar's Edition. Auburn: Ludwig von Mises Institute, 2004.

SAIKKONEN, P.; LÜTKEPOHL, H. Asymptotic inference on nonlinear functions of the coefficients of infinite order cointegrated VAR processes. In: BARNETT, W. A.; HENDRY, D. F.; HYLLEBERG, S.; TERÄSVIRTA, T.; TJØSTHEIM, D.; WÜRTZ, A. **Nonlinear Econometric Modeling in Time Series Analysis**. Cambridge: Cambridge University Press, 2000a. p. 165-201

SAIKKONEN, P.; LÜTKEPOHL, H. Trend adjustment prior to testing for the cointegrating rank of a vector autoregressive process. **Journal of Time Series Analysis**, v. 21, n. 4, p. 435-456, 2000b.

SALERMO, Joseph T. **The Fed and Bernanke Are Wrong About the Natural Interest Rate**. Mises Institute, 2016. Disponível em: <<https://mises.org/wire/fed-and-bernanke-are-wrong-about-natural-interest-rate>>. Acesso em: 3 set. 2016.

SANTOS, A. L. M. Análise de Séries Temporais. In: MALBOUISSON, Cláudia; TIRYAKI, Gisele F. **Econometria na Prática**. Rio de Janeiro: Alta Books, 2017. cap. 4, p. 123–202.

SCHUMPETER, Joseph Alois. **Teoria do Desenvolvimento Econômico: Uma investigação sobre lucros, capital, crédito, juro e o ciclo econômico**. Trad. Maria Sílvia Possas. São Paulo: Nova Cultura, 1997. Série Os Economistas.

SELGIN, George; BECKWORTH, David; BAHADIR, Berrak. The Productivity Gap: Monetary Policy, the Subprime Boom, and the Post-2001 Productivity Surge. **Journal of Policy Modeling**. Elsevier, v. 37, n.2, p. 189-207, 2015

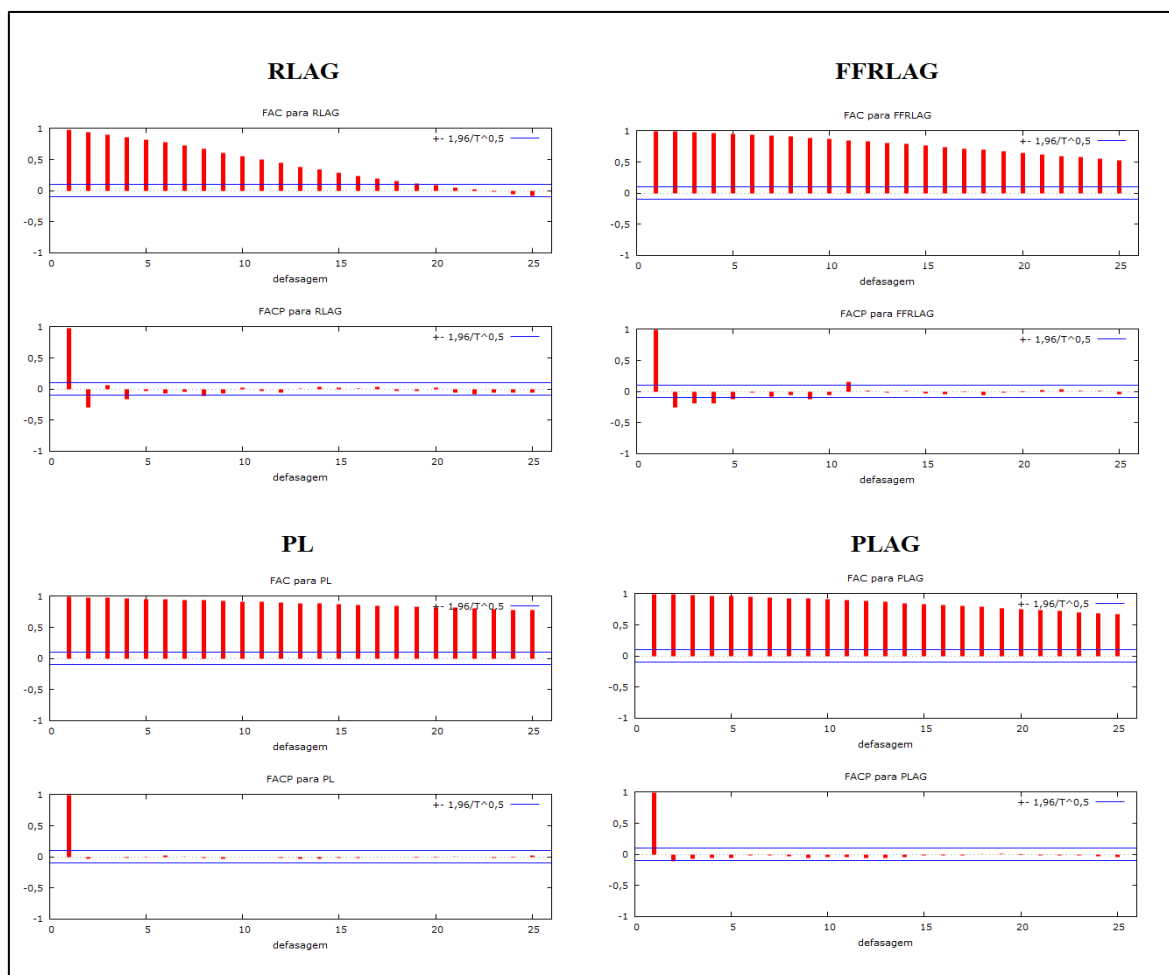
THORNTON, Mark. **In America's Housing Crisis: A Case of Government Failure**. Ludwig von Mises Institute, 2006. Disponível em: <<https://mises.org/blog/working-paper-housing-bubbles>>. Acesso em: 15 fev. 2018.

WOODS JR., Thomas E. **Meltdown**: A Free-Market Look at Why the Stock Market Collapsed, the Economy Tanked, and Government Bailouts Will Make Things Worse. Washington DC: Regnery publishing, Inc., 2009.

WOOLDRIDGE. Jeffrey M. **Introducción a la econometria**: Un enfoque moderno. Trad. Ma. Del Carmen Enriqueta Hano Roa e Érika M. Jasso Hernan D’Borneville. 4.ed. Santa Fe: Cengage Learning, 2009.

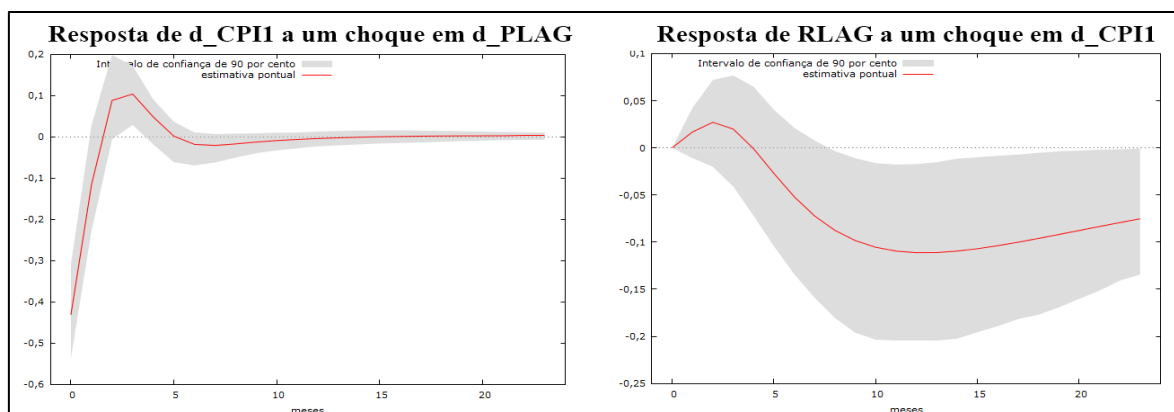
APÊNDICE

Figura 8 – Correlogramas



Fonte: Elaboração própria.

Figura 9 – Funções de impulso-resposta de d_CPI1



Fonte: Elaboração própria.