

UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ

LESSANDRO CARLOS MATTAR BARTOLAMEI

MECANISMOS DE TRANSMISSÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA VIA TAXA DE  
JUROS: UMA ANÁLISE DA FUNÇÃO RESPOSTA AO IMPULSO

CURITIBA  
2015

LESSANDRO CARLOS MATTAR BARTOLAMEI

MECANISMOS DE TRANSMISSÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA VIA TAXA DE JUROS: UMA ANÁLISE DA FUNÇÃO RESPOSTA AO IMPULSO

Monografia apresentada ao Curso de Ciências Econômicas, Setor de Ciências Sociais Aplicadas, Universidade Federal do Paraná, como requisito parcial à obtenção do grau de Bacharel em Ciências Econômicas.

Orientador: Prof Dr. Alexandre Alves Porsse

CURITIBA  
2015

## TERMO DE APROVAÇÃO

LESSANDRO CARLOS MATTAR BARTOLAMEI

MECANISMOS DE TRANSMISSÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA VIA TAXA DE JUROS: UMA ANÁLISE DA FUNÇÃO RESPOSTA AO IMPULSO

Monografia aprovada como requisito parcial à obtenção do grau de Bacharel em Ciências Econômicas, Setor de Ciências Sociais Aplicadas, Universidade Federal do Paraná, pela seguinte bancada examinadora:

---

Orientador: Prof Dr. Alexandre Alves Porsse  
Setor de Ciências Sociais Aplicadas  
Universidade Federal do Paraná

---

Prof Dr. Fernando Motta Correia  
Setor de Ciências Sociais Aplicadas  
Universidade Federal do Paraná

---

Prof Dr. José Guilherme Silva Vieira  
Setor de Ciências Sociais Aplicadas  
Universidade Federal do Paraná

Curitiba, 18 de julho de 2015

## RESUMO

Este trabalho tem o objetivo de analisar o funcionamento dos mecanismos de transmissão da política monetária no Brasil após as alterações na orientação de política econômica sofridas a partir de 2004. Especificamente, a hipótese a ser testada defende que o funcionamento das variáveis econômicas, em resposta a choques de variação da taxa de juros, apresentou mudança estrutural no período estudado. Para isso, o trabalho inicia com uma revisão teórica das correntes de pensamento econômico sobre os mecanismos de transmissão de política monetária. Na sequência, apresenta-se a estrutura da política monetária, com o Sistema Financeiro Nacional, o mercado monetário no Brasil e a determinação da taxa básica de juros da economia. Em seguida, realiza-se a análise empírica onde são apresentados os resultados da análise econométrica realizada a partir da estimação de modelos VAR e função resposta ao impulso para as variáveis crédito e consumo em relação a variações da taxa de juros, tomando dados trimestrais dos períodos de 1995 a 2014 e 2004 a 2014. Os resultados apresentados sugerem que crédito e consumo têm respondido de forma diferente a choques de taxa de juros quando são comparados os dois períodos. A conclusão é que a política monetária perdeu eficácia para determinar o comportamento das variáveis crédito e consumo uma vez que a política de incentivo ao crédito iniciada pós 2004 afetou os mecanismos de transmissão do canal taxa de juros.

Palavras-chave: Política monetária, canal da taxa de juros, mecanismos de transmissão monetária, VAR, resposta ao impulso

## **ABSTRACT**

This paper aims to analyze Brazil's monetary policy transmission mechanisms ahead of policy orientation changes placed after 2004. Specifically, the hypothesis being tested states that there is a structural change of economic variables performance in response to interest rate adjustment. Given that, this paper starts reviewing the main monetary policy transmission mechanisms theories. After that, in order to understand local economic structure, introduces Brazil's monetary policy structure and the interest rate definition process. Subsequently, performs empirical analysis based on econometric VAR and impulse response tests to evaluate credit and consumption responses due interest rate changes between 1995-2014 and 2004-2014 in a quarterly basis. The output infers that credit and consumption behavior due interest rates variation responded in a different way comparing both periods. The conclusion is that monetary policy via interest rate has suffered from lack of effectiveness to outline credit and consumption behavior mostly in response to 2004 credit enhancement policies triggering a downgrade impact to the interest rate transmission channel.

**Key Words:** Monetary policy, interest rate channel, monetary transmission mechanisms, VAR, impulse response

## LISTA DE SIGLAS

BACEN	Banco Central do Brasil
SFN	Sistema Financeiro Nacional
CDI	Certificados de Depósitos Interfinanceiros
SELIC	Sistema Especial de Liquidação e Custódia
CETIP	Central de Custódia e de Liquidação Financeira de Títulos Privados
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
SCN	Sistema de Contas Nacionais
SNIPC	Sistema Nacional de Índices de Preços ao Consumidor
IPCA	Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo
ADF	Dickey-Fuller Aumentado
VAR	Modelo Vetor Auto-regressivo

## LISTA DE FIGURAS

FIGURA 1 - Estrutura do Sistema Financeiro Nacional.....	34
FIGURA 2 - Composição do Sistema Financeiro Nacional .....	36

## LISTA DE GRÁFICOS

GRÁFICO 1 - Posições de Equilíbrio no Mercado Monetário.....	19
GRÁFICO 2 - A Curva LM.....	20
GRÁFICO 3 - A Curva IS.....	21
GRÁFICO 4 - As Curvas IS e LM Combinadas.....	22
GRÁFICO 5 - A Curva de Phillips.....	23
GRÁFICO 6 - A Curva de Phillips de Curto e Longo Prazo.....	25
GRÁFICO 7 - Reposta do Consumo final das famílias a um choque Taxa de juros Over Selic no Período 1.....	55
GRÁFICO 8 - Reposta do Consumo final das famílias a um choque Taxa de juros Over Selic no Período 2.....	56
GRÁFICO 9 - Reposta Acumulativa do Consumo final das famílias a um choque Taxa de juros Over Selic no Período 1.....	56
GRÁFICO 10 - Reposta Acumulativa do Consumo final das famílias a um choque Taxa de juros Over Selic no Período 2.....	57
GRÁFICO 11 - Resposta acumulativa do consumo a um choque de juros - período 1 x período 2.....	58
GRÁFICO 12 - Reposta do Crédito a um choque Taxa de juros Over Selic no Período 1.....	59
GRÁFICO 13 - Reposta do Crédito a um choque Taxa de juros Over Selic no Período 2.....	59
GRÁFICO 14 - Reposta Acumulativa do Crédito a um choque Taxa de juros Over Selic no Período 1.....	60
GRÁFICO 15 - Reposta Acumulativa do Crédito a um choque Taxa de juros Over Selic no Período 2.....	60
GRÁFICO 16 - Resposta Acumulativa do Crédito a um choque de Juros - Período 1 x Período 2.....	61

## LISTA DE TABELAS

TABELA 1 - Sequência de testes ADF .....	49
TABELA 2 - Resultados estimativa VAR para o Período 1 .....	51
TABELA 3 - Resultados estimativa VAR para o Período 2 .....	53
TABELA 4 - Teste Raiz Unitária – Inflação – Nível, Intercepto, Critério de Schwarz	66
TABELA 5 - Teste Raiz Unitária – Inflação – 1ª Defasagem, Intercepto, Critério de Schwarz.....	67
TABELA 6 - Teste Raiz Unitária – Inflação – Nível, Intercepto e Tendência, Critério de Schwarz.....	68
TABELA 7 - Teste Raiz Unitária – Inflação – 1ª Defasagem, Intercepto e Tendência, Critério de Schwarz .....	69
TABELA 8 - Teste Raiz Unitária – Juros – Nível, Intercepto, Critério de Schwarz ....	70
TABELA 9 - Teste Raiz Unitária – Juros – 1ª Diferença, Intercepto, Critério de Schwarz.....	71
TABELA 10 - Teste Raiz Unitária – Juros – Nível, Intercepto e Tendência, Critério de Schwarz.....	72
TABELA 11 - Teste Raiz Unitária – Juros – 1ª Diferença, Intercepto e Tendência, Critério de Schwarz .....	73
TABELA 12 - Teste Raiz Unitária – Crédito –Log, Nível, Intercepto, Critério de Schwarz.....	74
TABELA 13 - Teste Raiz Unitária – Crédito – Log, 1ª Diferença, Intercepto, Critério de Schwarz.....	75
TABELA 14 - Teste Raiz Unitária – Crédito – Log, Nível, Intercepto e Tendência, Critério de Schwarz .....	76
TABELA 15 - Teste Raiz Unitária – Crédito – Log, 1ª Diferença, Intercepto e Tendência, Critério de Schwarz .....	77
TABELA 16 - Teste Raiz Unitária – Consumo – Log, Nível, Intercepto, Critério de Schwarz.....	78
TABELA 17 - Teste Raiz Unitária – Consumo – Log, 1ª Diferença, Intercepto, Critério de Schwarz.....	79
TABELA 18 - Teste Raiz Unitária – Consumo – Log, Nível, Intercepto e Tendência, Critério de Schwarz .....	80

TABELA 19 - Teste Raiz Unitária – Consumo – Log, 1ª Diferença, Intercepto e Tendência, Critério de Schwarz .....	81
TABELA 20 - Teste Raiz Unitária – Cambio Nominal – Nível, Intercepto, Critério de Schwarz.....	82
TABELA 21 - Teste Raiz Unitária – Cambio Nominal – 1ª Diferença, Intercepto, Critério de Schwarz .....	83
TABELA 22 - Teste Raiz Unitária – Cambio Nominal – Nível, Intercepto e Tendência, Critério de Schwarz .....	84
TABELA 23 - Teste Raiz Unitária – Cambio Nominal – 1ª Diferença , Intercepto e Tendência, Critério de Schwarz .....	85
TABELA 24 - Base de dados utilizada para o cálculo do modelo VAR .....	86

## SUMÁRIO

<b>INTRODUÇÃO</b> .....	<b>12</b>
<b>1 MECANISMOS DE TRANSMISSÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA: AS ESCOLAS DE PENSAMENTO</b> .....	<b>15</b>
1.1 A Política Monetária do Modelo IS-LM Padrão .....	18
1.2 Transmissão de Política Monetária: Escola Monetarista .....	22
1.3 Transmissão de Política Monetária: Escola Novo-Clássica .....	25
1.4 Transmissão de Política Monetária: Escolas Novo-Keynesiana e Pós-Keynesiana .....	27
1.5 Principais canais de transmissão da política Monetária .....	28
1.5.1 Taxa de Juros .....	28
1.5.2 Taxa de Câmbio .....	29
1.5.3 Riqueza .....	29
1.5.4 Crédito .....	30
1.6 Considerações Finais .....	32
<b>2 POLÍTICA ECONÔMICA: POLÍTICA MONETÁRIA VIA CANAL DE JUROS</b> ...	<b>33</b>
2.1 Sistema Financeiro Nacional .....	34
2.2 Mercado Monetário .....	36
2.3 Determinação da Taxa de Juros .....	38
2.4 Considerações finais .....	41
<b>3 POLÍTICA MONETÁRIA VIA TAXA DE JUROS: ANÁLISE ECONOMÉTRICA</b>	<b>42</b>
3.1 Modelo Teórico e Exposição do Modelo Econométrico .....	42
3.2 Descrição dos Dados .....	44
3.3 Métodos: VAR e Função Resposta Impulso .....	45
3.4 Resultados Empíricos .....	47
3.5 Considerações Finais .....	62
<b>4 CONCLUSÕES</b> .....	<b>63</b>
<b>REFERÊNCIAS</b> .....	<b>65</b>
<b>ANEXOS</b> .....	<b>66</b>

## INTRODUÇÃO

A estabilização da inflação, alcançada pelas medidas realizadas pelo Plano Real a partir de 1994, criou um cenário favorável à utilização de instrumentos de política monetária para a reconstrução dos mecanismos de transmissão de política econômica. O Brasil avançou na consolidação da taxa de juros básica da economia (SELIC) como ferramenta de política econômica e, com a adoção do regime de metas de inflação em 1999, passou a utilizá-la como principal variável para ajustar as expectativas e manter a estabilidade macroeconômica através de políticas monetárias.

A partir de 2004, com um cenário mais desenvolvido em relação a política de metas de inflação, observou-se no país que a interação entre taxa de juros e o ritmo de crescimento da economia não apresentava um comportamento normalmente esperado. Enquanto na maioria dos casos, taxas de juros no curto prazo em torno de 10% conduzem uma economia a recessão, no Brasil a economia continuou a apresentar crescimento.

A princípio, taxas altas de juros devem conter a expansão do crédito pelo sistema financeiro e, como consequência, reduzir a demanda por bens e serviços que esse crédito viabiliza. Entretanto no Brasil, paralelamente ao processo de elevação das taxas de juros iniciado em meados de 2004, houve um movimento de incentivo ao crescimento do crédito e do consumo. Este conjunto de fatores provocou uma questão importante sobre o principal canal de transmissão de política monetária do país. Uma das possíveis explicações parte do princípio de que a taxa de juros pode concorrer com outros fatores que impactam no funcionamento da economia e, como resultado, ter sua eficácia alterada fazendo com que o canal de transmissão não se comporte como o esperado.

Desta forma, a hipótese apresentada neste estudo defende que os mecanismos de transmissão da política monetária sofreram alteração em seu funcionamento e a resposta das variáveis econômicas em relação aos choques de variação da taxa de juros básica apresentaram mudança estrutural devido às alterações na orientação de política econômica sofridas a partir de 2004.

Por causa das alterações da conjuntura econômica no Brasil na última década, há um grande debate entre os economistas sobre a manutenção da eficácia da taxa de juros como mecanismo de política monetária e sua atuação sobre variáveis como inflação, crédito e consumo. Em adição, sob a ótica dos canais de transmissão de política monetária, discute-se os diferentes mecanismos e seus canais de transmissão como o canal da taxa de juros, taxa de câmbio, riqueza e crédito.

Este trabalho tem como objetivo analisar o padrão de comportamento das séries temporais de crédito e consumo durante o período de 1995 a 2014 e verificar se, para o período pós-metas de inflação e de incentivo ao crédito e consumo, há evidências empíricas de quebra estrutural no comportamento destas variáveis. Com isso, busca-se identificar se as mudanças de escolha de políticas de estabilização alteraram a eficácia da utilização da taxa de juros básica da economia como principal mecanismo de política monetária. Especificamente, busca-se avaliar se a resposta do consumo e do crédito a choques de juros apresentou mudança estrutural a partir de 2004. Como no período recente a taxa de inflação tem apresentado grande persistência, situando-se frequentemente acima da meta, nossa hipótese é que a eficácia dos mecanismos de transmissão da política monetária, via canal de juros, foi afetada a partir de 2004 em função do efeito da política de expansão do crédito adotada para estimular a demanda e o crescimento.

Para tanto, o capítulo 1 apresenta uma revisão teórica sobre as abordagens das correntes de pensamento econômico sobre os mecanismos de transmissão de política monetária. Partindo da discussão clássica, passando pelas contribuições do modelo IS-LM, monetaristas, novos-clássicos e finalizando com as abordagens dos novo-keynesianos e pós-keynesianos.

O capítulo 2 aborda a estrutura da política monetária via canal de juros, apresentado a estrutura do Sistema Financeiro Nacional (SFN), o funcionamento do mercado monetário no Brasil e o processo de determinação da taxa básica de juros da economia (SELIC).

Por fim, o capítulo 3 tem como objetivo analisar o comportamento dos mecanismos de política monetária em face das mudanças conjunturais de políticas de estabilização após 2004. Neste capítulo são apresentados os resultados empíricos

da análise econométrica realizada a partir da estimação de modelos VAR, tomando dados trimestrais dos períodos de 1995 a 2014 e 2004 a 2014, utilizados para comparar o comportamento das variáveis crédito e consumo dado choque de juros com base em análises das funções resposta ao impulso.

A conclusão elabora, com base na análise dos aspectos técnicos e teóricos abordados no desenvolvimento dos capítulos, a análise final dos resultados dos testes sobre a hipótese levantada e, por fim, identifica as limitações encontradas apresentando caminhos adicionais para novos estudos sobre a atuação dos mecanismos de transmissão de política monetária no Brasil e sobre o papel da taxa de juros básica da economia como principal ferramenta de estabilização econômica.

## 1 MECANISMOS DE TRANSMISSÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA: AS ESCOLAS DE PENSAMENTO

Apresentaremos as diferentes visões defendidas pelas escolas de pensamento econômico sobre os mecanismos de transmissão da política econômica nos últimos anos. O objetivo é oferecer uma base conceitual que será utilizada para fundamentar a posterior análise sobre a economia brasileira em que revisaremos a presença dos mecanismos de transmissão na economia, os principais canais de transmissão e a real eficácia da política monetária na conjuntura atual. Lopes e Vasconcellos (2009, p. 102) ressaltam como os modelos das diferentes escolas da economia, apesar de serem apenas modelos da realidade, são importantes instrumentos para a análise de hipóteses sobre o funcionamento da economia:

A utilização de modelos é um importante instrumento de trabalho que permite simplificar, analisar e explicar a realidade, mas o analista deve estar atento a suas ressalvas e limitações; isto é, saber em que condições pode ser aplicado, o que pode ser feito pela análise das hipóteses formuladas. Os modelos macroeconômicos que buscam explicar o funcionamento da economia em seu agregado devem recorrer a uma série de suposições para que possamos deduzir resultados sobre a realidade. (LOPES E VASCONCELLOS, 2009, p. 102)

Para Lopes e Vasconcellos “a principal diferença entre os modelos decorre da importância atribuída à demanda ou à oferta como determinante do nível de produto, em função da forma como consideramos a oferta agregada” (2009, p. 103). Isso pois, para os diferentes modelos, a determinação do produto e do nível geral dos preços ocorre através da relação entre oferta agregada e demanda agregada.

Os conceitos de oferta agregada e demanda agregada foram inicialmente utilizados na construção teórica do modelo clássico e do modelo keynesiano para representar as forças que interagem entre si no equilíbrio da economia e pleno emprego, quando oferta e procura de mão de obra são iguais.

Inicialmente apresentado na década de 1930, o modelo clássico surgiu como uma revolução contra a ortodoxia do modelo mercantilista. O modelo clássico buscava confrontar dois pontos centrais da teoria mercantilista: “o metalismo, a crença de que a riqueza e o poder de uma nação fossem determinados por seus estoques de metais

preciosos, e a crença na necessidade de intervenção estatal para direcionar o desenvolvimento do sistema capitalista.” Froyen (1999, p. 45).

Para os Clássicos, de acordo com a função de produção, a quantidade de fator de trabalho determina o nível de produto. Tal fator seria determinado pelas forças de oferta e demanda do mercado de trabalho, que por princípio da teoria se apresenta com preços e salários perfeitamente flexíveis e informação perfeita sobre os preços de mercado. Para Froyen (1999) os fatores que determinam a produção e o emprego para os Clássicos são os que determinam as posições das curvas de oferta e demanda por trabalho, bem como a posição da função de produção agregada.

Com base nisso, a interpretação clássica da economia, segundo o autor, defende que emprego e os níveis de produção são associados a oferta e determinados exclusivamente pelos fatores relativos a mesma. Desta forma, para os Clássicos variações na quantidade de moeda, nível de gastos governamentais e o nível de demanda por bens de capital pelo setor empresarial não afetam o produto e o emprego, por serem fatores eferentes a demanda.

Na teoria Clássica, com base na Teoria Quantitativa da Moeda<sup>1</sup>, a quantidade de moeda determina o nível de demanda agregadas, que, por sua vez, determina o nível de preços. Ou seja, consumo, investimento e gastos do governo influenciam na determinação da taxa de juros de equilíbrio apresentando o papel da taxa de juros na teoria Clássica, de garantir “que mudanças exógenas nos componentes da demanda não afetem o nível da demanda agregadas por bens e serviços.” (FROYEN, 1999, p.65) tendo uma função estabilizadora no modelo.

Para o autor “Na teoria Clássica a taxa de juros era aquela que garantia que o montante de fundos que os indivíduos desejavam emprestar fosse exatamente igual ao montante que os outros indivíduos desejavam tomar emprestado” (FROYEN, 1999, p.74). Com isso fica evidente o papel central da taxa de juros na teoria clássica de atuar no auto ajuste na economia como um mecanismo estabilizador para evitar que mudanças nos componentes da demanda afetem a demanda agregada.

---

<sup>1</sup> Equação de trocas que relaciona o volume de transações a preço corrente com o estoque de moeda multiplicado pela taxa de circulação da moeda.

Como resultado a taxa de juros atua apenas como mecanismo de equilíbrio para a visão Clássica, pois é uma variável real da economia. Desta forma, políticas monetárias de variação de fluxos reais não afetam a taxa de juros e não estão no escopo de atuação dos economistas clássicos por não terem impacto nos fatores que alteram a oferta agregada. Como veremos a seguir, a visão de Keynes é de que transmissões de política monetária alteram variáveis reais da economia e mecanismos de transmissão. Este é o ponto central de confronto da teoria Keynesiana frente a teoria Clássica.

A visão de Keynes<sup>2</sup> (1985 citado por FONSECA, 2008), é uma crítica à interpretação contida na Teoria Quantitativa da Moeda do Modelo Clássico. Em sua teoria o autor faz observações sobre como as variáveis reais da economia se relacionam com a transmissão da política monetária:

Introduzimos, assim, a moeda em nosso nexos causal e podemos ter uma primeira ideia do modo como as variações na quantidade de moeda intervêm no sistema econômico. Contudo, se nos vemos tentados a considerar a moeda como a bebida que estimula a atividade do sistema, não nos esqueçamos que podem surgir muitos percalços entre a taça e os lábios. Embora seja de esperar que, *ceteris paribus*, um aumento na quantidade de moeda reduza a taxa de juros, isto não ocorrerá se a preferência do público pela liquidez aumentar mais que a quantidade de moeda; e, quando se possa esperar que *ceteris paribus*, uma baixa taxa de juros estimule o fluxo de investimento, isto não acontecerá se a escala da eficiência marginal do capital cair mais rapidamente que a taxa de juros; quando, enfim, se possa esperar que, *ceteris paribus*, um aumento no fluxo de investimento faça aumentar o emprego, isso não se produzirá se a propensão a consumir estiver em declínio. Finalmente, se o emprego aumentar, os preços subirão numa proporção que depende, em parte da forma das funções da oferta e, em parte, da tendência da taxa de salários subir em termos monetários. (KEYNES, 1985, p. 125)

Para Fonseca (2008), a teoria dos mecanismos de transmissão desenvolvidas posteriormente a Keynes, como o modelo IS-LM, seguiram a forma estrutural da Teoria Geral de Keynes mas não se prenderam totalmente as considerações apresentadas pelo autor em sua teoria original. Na escola dos chamados velhos keynesianos ou síntese neoclássica convencionou-se baixa elasticidade-juro do investimento, fazendo com que a curva IS fique quase vertical, o que resulta em um efeito menor sobre o produto de políticas que variam a quantidade de oferta de moeda. Esta abordagem particular sobre os efeitos da política monetária nas variáveis reais

---

<sup>2</sup> KEYNES, J. M. **A Teoria Geral do Emprego, do Juro e da Moeda**. São Paulo: Nova Cultural, Coleção "Os Economistas", 1985.

gerou uma resposta da escola monetarista. Para os monetaristas, segundo Fonseca, os padrões da Teoria Quantitativa da Moeda eram válidos e o mercado monetário.

A evolução do pensamento econômico recebeu contribuições da escola dos novos-clássicos que introduziram o pressuposto de que os agentes são racionais em relação às variações de política monetária, reafirmando a posição dos monetaristas quanto a ineficácia de política econômica quando previamente anunciada pelos agentes econômicos. Neste cenário, apenas quando há alterações inesperadas na variável de controle da política monetária existe um efeito de curto prazo na economia. Em resposta a construção teórica dos novos-clássicos, surgiram os novos-keynesianos buscando demonstrar a relevância da política monetária na economia com ênfase no papel do crédito na transmissão de política monetária com base na existência de rigidez nos preços.

### 1.1 A Política Monetária do Modelo IS-LM Padrão

Com base na análise teórica apresentada por Fonseca (2008), estudaremos o modelo IS-LM padrão no qual a análise dos mecanismos de transmissão monetária se dá através do equilíbrio entre as curvas de demanda agregada, derivada do modelo IS-LM com preços fixos, e da oferta agregada, representada pela curva de Phillips. Neste modelo, “impulsos na política monetária (...) passam pelas variáveis reais que determinam a demanda agregada e atingem os preços e a inflação, peça dinâmica permitida na curva de Phillips”. (Fonseca, 2008, p.10).

A curva LM, que representa o equilíbrio no mercado monetário, apresenta todas as combinações de renda e taxa de juros que “equilibrem a demanda por moeda ao estoque de moeda fixo. A união desses pontos é designada curva LM.” (Froyen, 1999, p. 139). Segundo o modelo Keynesiano, há uma dependência positiva em relação a demanda por moeda e a renda em razão da demanda de transações.

Também há a relação inversa entre a taxa de juros e a demanda por moeda, pois o montante de moeda mantido para realizar as transações diminui à medida que a taxa de juros aumenta. Este conceito contempla o custo de oportunidade de manter a moeda para qualquer nível de renda e a relação é expressa na equação (1):

$$M^d = L(Y, r) \quad (1)$$

O gráfico 1 apresenta a relação entre a quantidade de moeda e a taxa de juros e os pontos de equilíbrio no mercado monetário. Nele são representadas três curvas separadas de demanda por moeda, relativas a três níveis distintos de renda sucessivamente mais altos diretamente proporcionais a três níveis de renda que também aumentam. A medida que a renda aumenta, a curva de demanda por moeda se desloca para a direita. Os pontos em que estas curvas cruzam o valor de oferta fixa de moeda da linha vertical  $M^s$ , que é exógena e depende exclusivamente da ação do banco central, são os pontos de equilíbrio de mercado.

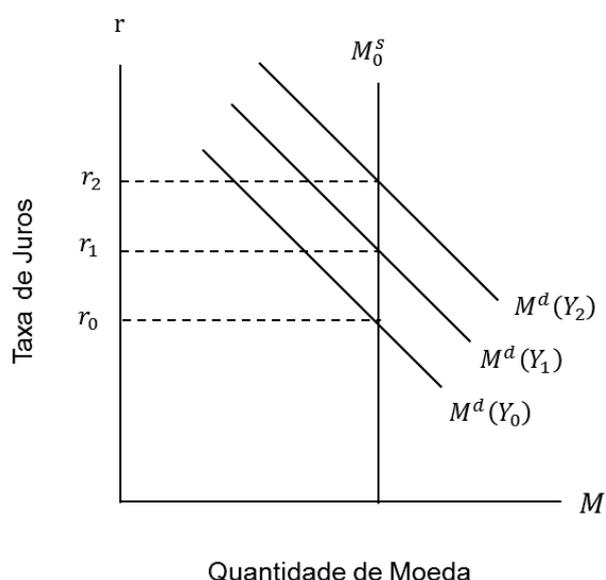


GRÁFICO 1 - POSIÇÕES DE EQUILÍBRIO NO MERCADO MONETÁRIO  
 FONTE: FROYEN (1999)

Para a construção da curva LM, “As combinações renda-taxa de juros nas quais ocorre o equilíbrio, (...) são pontos na curva LM ou curva de equilíbrio do mercado monetário.” (Froyen, p. 140). Desta forma, a partir do equilíbrio entre taxas de juros e níveis de renda constrói-se a curva LM, representada no gráfico 2.

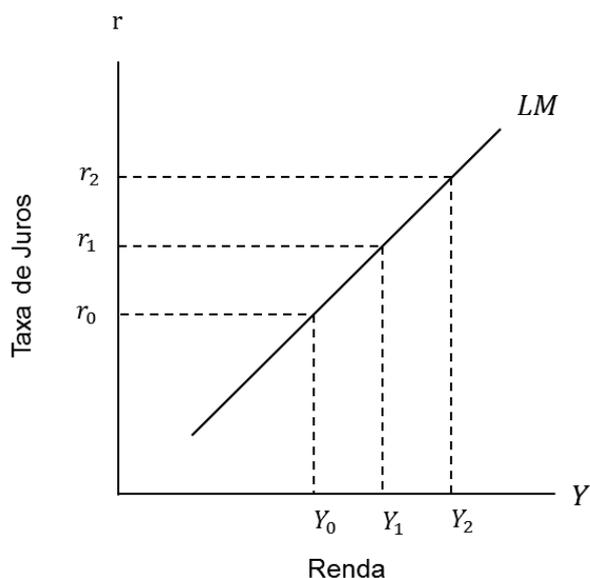


GRÁFICO 2 - A CURVA LM  
 FONTE: FROYEN (1999)

Nestas condições, segundo Froyen (1999), a curva LM tem inclinação ascendente para a direita. A curva LM é mais inclinada na medida que a elasticidade-renda aumenta ou a elasticidade-juro da demanda por moeda reduz. A curva desloca-se para a direita, descendente, com aumento na oferta de moeda.

A curva IS, que representa o equilíbrio no mercado de produto, é construída a partir da condição de equilíbrio no mercado de bens a partir da “combinação das taxas de juros e dos níveis de renda que igualam o investimento à poupança” (Froyen, p.150). A condição de equilíbrio que define a curva IS consiste em:

$$Y = C + I + G$$

Na construção da curva IS o investimento é representado como uma função negativamente relacionada à taxa de juros e a poupança é ilustrada como uma função positivamente relacionada à renda. Segundo Fonseca (2008), a curva IS apresenta uma relação negativa entre taxa de juros e renda, especificamente pela relação entre a quantidade de investimento e a taxa de juros. O investimento, por sua vez, mantém uma reação negativa com a taxa de juros. A curva IS tem inclinação negativa e é determinada pela elasticidade entre o investimento e a taxa de juros e entre a renda e a despesa planejada.

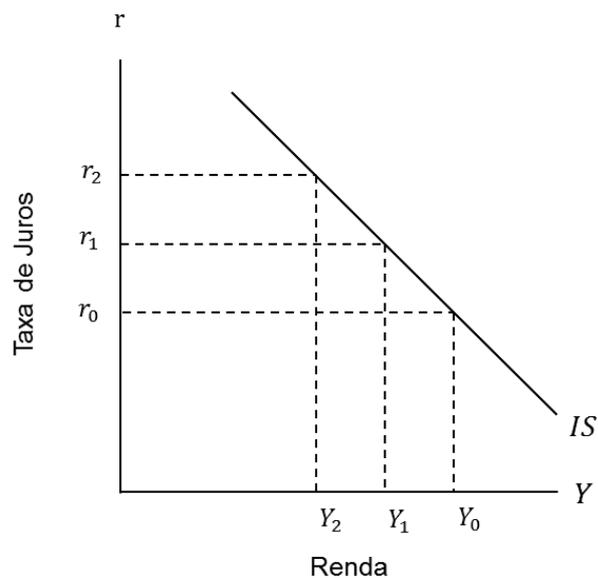


GRÁFICO 3 - A CURVA IS  
 FONTE: FROYEN (1999)

Froyen (1999) resume a construção da curva IS, referente ao equilíbrio de bens. Sua inclinação é descendente e para a direita. Desloca-se para a direita quando houver um aumento dos gastos do governo, quando houver aumento nos dispêndios com investimentos autônomos, ou quando os impostos declinarem. E a sua inclinação varia de acordo com a elasticidade da demanda por investimento em relação aos juros.

O equilíbrio neste modelo, representado graficamente pela intersecção das curvas IS e LM, representa o equilíbrio geral para ambos os mercados monetário e de bens. Neste cenário, não há excesso de demanda ou de oferta e, portanto, não há pressão para alteração da taxa de juros ou da produção. Fonseca (2008) reforça que as inclinações das curvas são definidas pelos efeitos que a política monetária tem sobre renda e emprego. Para o autor, neste modelo, a política monetária é de responsabilidade única e exclusiva do banco central, que pode optar por aumentar ou reduzir a quantidade de moeda em circulação na economia, deslocando a curva LM. Por conta da alteração da taxa de juros de equilíbrio no mercado monetário a elevação da taxa de juros provoca uma queda no nível de investimento, diminuindo a demanda agregada, a renda e o produto de equilíbrio.

Esta política monetária contracionista ao diminuir a demanda agregada e a produção, aumenta o hiato do produto. Na oferta agregada, tomada como uma curva de Phillips, o aumento do hiato do produto permite uma queda na variação do nível geral de preços. Desta forma, apresenta-se o

funcionamento do mecanismo de transmissão da política monetária no modelo IS-LM, definido por Mishkin (1995) como **canal da taxa de juros**. (FONSECA, 2008, p.13)

Ainda analisando o modelo IS-LM, podemos inclui-lo em um modelo macroeconômico de economia aberta para analisar os efeitos de transmissão de política monetária neste cenário. O modelo de Mundell-Fleming, que considera o modelo IS-LM para uma economia aberta, é utilizado para interpretar o modelo IS-LM a partir de política monetária, regimes cambiais e abertura de conta de capitais.

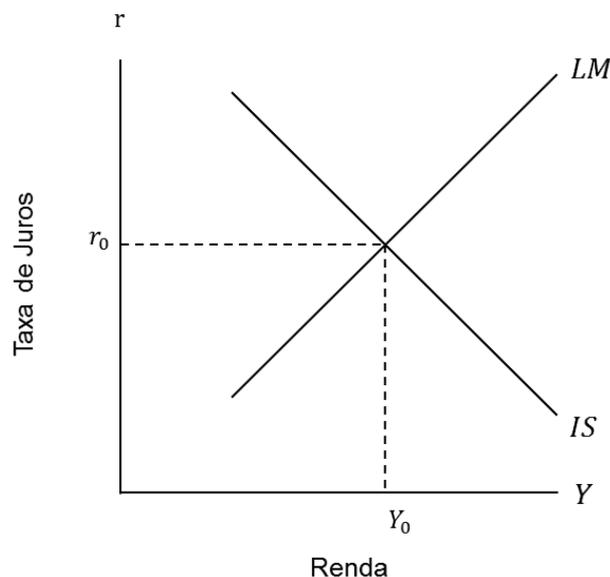


GRÁFICO 4 - AS CURVAS IS E LM COMBINADAS  
FONTE: FROYEN (1999)

Com isso, a escola dos chamados velhos keynesiano ou síntese neoclássica, segundo Fonseca (2008), convencionou a baixa elasticidade-juro do investimento, fazendo com que a curva IS fique quase vertical, o que resulta em um efeito menor sobre o produto de políticas que variam a quantidade de oferta de moeda. Esta abordagem particular sobre os efeitos da política monetária nas variáveis reais gerou uma resposta da escola monetarista.

## 1.2 Transmissão de Política Monetária: Escola Monetarista

Tendo como principal expoente Milton Friedman, a contribuição monetarista para a teoria econômica buscou demonstrar a importância da moeda e da política monetária no funcionamento do sistema econômico. Para os monetaristas, a

estabilidade da moeda determina a estabilidade econômica, pois mesmo que no curto prazo alterações na oferta de moeda afetem variáveis reais, no longo prazo a moeda influencia apenas os preços e outras variáveis nominais. Desta forma, variáveis reais no longo prazo seriam determinadas por fatores reais e não monetários.

Para Froyen, a política macroeconomia monetarista baseia-se na aplicação da política monetária, com crescimento de estoque de moeda estabelecido por uma regra, em busca de “uma taxa de crescimento constante do estoque de moeda”:

Os monetaristas acreditam que mudanças na quantidade de moeda são a principal influência nas alterações de renda nominal e, no curto prazo, também nas alterações da renda real. Segue que a estabilidade no comportamento do estoque de moeda teria um grande efeito para a obtenção da estabilidade no crescimento da renda no passado a um crescimento instável no estoque de moeda. (FROYEN, 1999, p. 528)

Para os monetaristas um aumento na taxa de crescimento do estoque de moeda desloca o produto e o emprego de suas taxas naturais temporariamente no curto prazo, mesmo que eventualmente eles voltem a convergir para elas. Isso faz com que a política monetária tenha dois efeitos, um de curto prazo e outro de longo prazo.

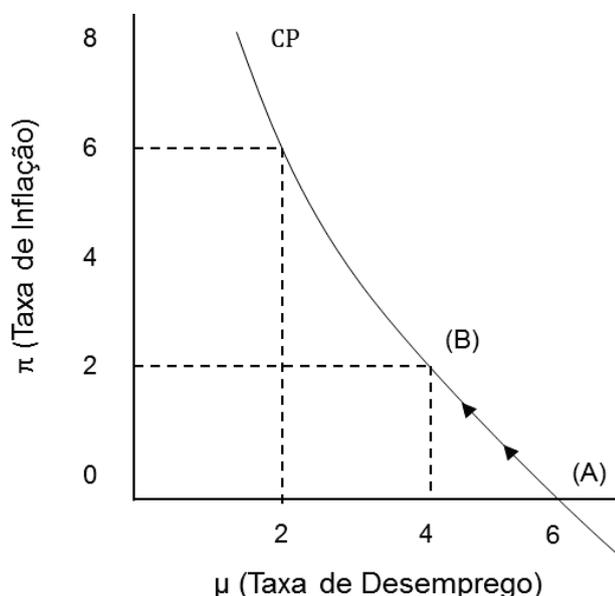


GRÁFICO 5 - A CURVA DE PHILLIPS  
FONTE: FROYEN (1999)

No curto prazo, segundo Froyen (1999), o aumento na taxa de crescimento de moeda estimulará a demanda agregada e, como consequência, a renda nominal.

Os efeitos na economia neste pequeno período são refletidos na redução do desemprego em um primeiro momento, efeito do trade-off entre inflação e emprego demonstrado na Curva de Phillips (GRÁFICO 5). Tal reflexo é explicado por Friedman<sup>3</sup> (1986 citado por FROYEN, 1999).

Para começar, muito, ou maior parte, da elevação da renda assumirá a forma de um aumento no produto e no emprego, mas não nos preços. As pessoas vinham esperando preços estáveis e, com base nisso, os preços e salários foram fixados para um certo tempo futuro. Leva algum tempo para que as pessoas se ajustem a um novo estado da demanda. Os produtores tenderão a reagir à expansão inicial da demanda agregada aumentando a produção, os empregados, trabalhando por mais horas e, os desempregados, aceitando, agora, trabalhos oferecidos a salários nominais anteriores". (FRIEDMAN 1968, p.10 *apud* FROYEN *et al.* 1999)

Como resultado da política de expansão do estoque de moeda, a taxa de desemprego cai a um nível abaixo da taxa natural. Após os resultados de curto prazo de redução do desemprego, o movimento da economia tende a reduzir o salário real, pois o movimento dos preços tende a ser mais rápido do que o aumento dos salários. Em seguida, os trabalhadores percebem o nível de preços mais altos e passam a demandar salários nominais mais altos visto que o salário real está mais baixo que no momento anterior a execução da política de expansão monetária. O resultado esperado é a percepção por parte dos ofertantes de mão de obra em relação ao aumento de preços.

No curto prazo, após um período de preços estáveis, pressupõe-se que os trabalhadores avaliem as ofertas de salário nominal de acordo com "o nível de preços anterior". Embora os preços tenham subido, os trabalhadores ainda não perceberam isso e irão aumentar a oferta de mão de obra se lhes for oferecido um salário monetário mais alto, mesmo que esse aumento de salário monetário seja menor do que o aumento no nível de preços, mesmo que o salário real seja mais baixo. (...) Esta situação é temporária, pois os trabalhadores acabam por perceber o nível de preços mais alto e demanda salários monetários mais elevados. (...) A um salário real mais baixo, há um excesso de demanda por mão de obra, o que puxa o salário de volta para seu nível de equilíbrio mais alto, e essa elevação no salário real faz o emprego retornar à taxa natural." (FROYEN, 1999, p. 275)

Analisando na Curva de Phillips (GRÁFICO 6), observa-se que no longo prazo a curva desloca-se para a direita e para cima, fazendo com que qualquer taxa de desemprego tenha um nível de inflação maior do que a Curva de Phillips anterior.

---

<sup>3</sup> FRIEDMAN, M. The role of monetary policy. **American Economic Review**, vol. 58, n. 1, p. 10, 1968.

Neste momento a inflação esperada já teve o tempo para se ajustar à taxa de inflação efetiva, sendo totalmente antecipada.

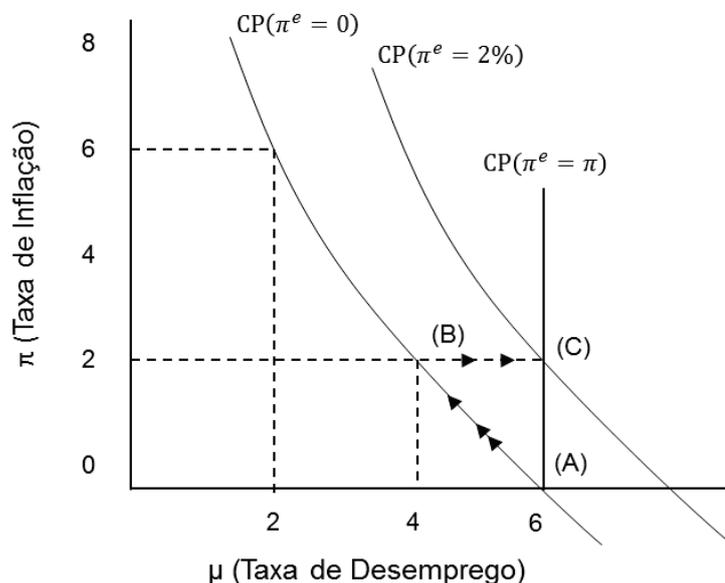


GRÁFICO 6 - A CURVA DE PHILLIPS DE CURTO E LONGO PRAZO  
 FONTE: FROYEN (1999)

Desta forma, para Froyen (1999), no longo prazo a influência do estoque de moeda para a escola monetarista atua basicamente sobre o nível de preços e outras variáveis nominais. A inflação tende a aumentar e as variáveis reais tem tempo de se ajustar às suas taxas naturais.

### 1.3 Transmissão de Política Monetária: Escola Novo-Clássica

O pensamento econômico recebeu contribuições da escola dos novos-clássicos que introduziram o pressuposto de que os agentes são racionais em relação às variações de política monetária, reafirmando a posição dos monetaristas quanto a ineficácia de política econômica quando previamente anunciada pelos formuladores de política econômica. Neste cenário, apenas quando há alterações inesperadas na variável de controle da política monetária existe um efeito de curto prazo na economia.

Esta visão contestou os pensamentos das escolas keynesiana e monetarista que defendiam a teoria das expectativas adaptativas em que os agentes formavam suas expectativas com base no passado. Para os novos-clássicos, os agentes

evitariam cometer erros sistemáticos de previsão ao analisar o passado e passariam a formar suas expectativas com base em todas as informações disponíveis sobre a variável a ser prevista.

Segundo Froyen (1999) de acordo com a hipótese das expectativas racionais, as expectativas são formadas com base em todas as informações relevantes disponíveis sobre a variável que está sendo prevista. Além disso, a hipótese das expectativas racionais afirma que os indivíduos utilizam as informações disponíveis de maneira inteligente, ou seja, compreendem como as variáveis que observam afetarão a variável que estão tentando prever.

Para Fonseca (2008), a ideia é que os agentes econômicos antecipam suas ações quando do anúncio de medidas de política monetária, fazendo com que haja alteração apenas nos preços, mantendo níveis das variáveis reais mesmo no curto prazo. Com isso, a política monetária não teria nenhuma influência na economia em relação ao *trade-off* entre inflação e emprego. Da mesma forma, Froyen (1999) complementa que os economistas novo-clássicos acreditam que o produto real e o emprego não são mudados por mudanças sistemáticas por pressuporem que as expectativas são racionais e erros de previsão não serão cometidos.

Desta forma, como observado por Fonseca (2008), uma vez que, na visão dos novos-clássicos, a adoção de medidas sistemáticas afeta somente os preços e não interfere nas variáveis reais, é necessário que a política não seja prevista pelos agentes. Isso constitui no efeito de surpresa monetária, descrito por Froyen (1999) como condição necessária do modelo novo-clássico para variações de produto no curto prazo. Isso pois parte-se do princípio que os agentes econômicos têm informação imperfeita neste momento. Para que ocorram flutuações no produto no curto prazo, alguns agentes possuem informações em detrimento de outros que não tem acesso ao mesmo nível de informação, o que faz com que os ajustes do modelo se altere em relação a uma mudança de uma variável específica.

Com isso, são os choques não antecipados na demanda agregada que causam efeitos reais na economia. Fonseca (2008) ainda complementa que tais choques apenas surtem efeito se os formadores de política econômica tiverem acesso a informações que os agentes econômicos não têm. O autor ressalta por fim que, o

mecanismo de transmissão da política monetária no sistema novo-clássico não é eficaz em relação a transmissão para variáveis reais da economia pois uma vez esperado o ajuste de política monetária o efeito direto é observado apenas nos preços.

Mesmo diante do *postulado da ineficácia de políticas* (Froyen, 1999) a visão novo-clássica trouxe como contribuição a formulação do canal das expectativas de transmissão da política monetária utilizado para compreender a “reação dos agentes frente a mudanças da política monetária, principalmente em regime um de metas de inflação”. (Fonseca, 2008 p. 31)

#### 1.4 Transmissão de Política Monetária: Escolas Novo-Keynesiana e Pós-Keynesiana

Em resposta a construção teórica dos novos-clássicos, surgiram os novos-keynesianos buscando demonstrar a relevância da política monetária na economia com ênfase no papel do crédito na transmissão de política monetária. Isso, com base na existência de rigidez nos preços e que, mesmo com a expectativa racionais dos agentes, há impacto de curto prazo nas variáveis reais, alterando produto, renda e emprego.

Froyen ressalta que apesar dos novos-keynesianos evitarem desenvolver apenas uma linha de pensamento para todos os casos de rigidez de preços e salários, todas possuem ao menos três elementos em comum:

1. Nos modelos novo-keynesianos, pressupõe-se alguma forma de concorrência imperfeita para o mercado de produtos. Isso contrasta com os modelos keynesianos anteriores, que pressupunham concorrência perfeita.
2. Enquanto a principal rigidez nominal nos modelos keynesianos anteriores era a do salário monetário, os modelos novo-keynesianos também se voltam para a rigidez dos preços dos produtos.
3. Além dos fatores que causam a rigidez de variáveis nominais (por exemplo, o salário monetário), os modelos novo-keynesianos introduzem a rigidez real – fatores que provocam a rigidez do salário real ou do preço relativo das firmas diante de mudanças na demanda agregada. (FROYEN, 1999, p. 329)

O debate sobre a importância da política monetária na economia recebeu novas contribuições da escola pós-keynesiana, que, segundo Fonseca (2009), incluíram os mecanismos de transmissão mas sem acrescentar um canal de transmissão específico. A política monetária para os pós-keynesianos permite alterações nas variáveis reais no curto prazo e no longo prazo.

As contribuições da escola pós-keynesiana não tratam especificamente dos mecanismos de transmissão da política monetária, mas do papel da política monetária na economia. Esta discussão é importante para a compreensão dos impactos que a taxa básica de juros provoca nas variáveis reais da economia, bem como sobre a eficácia da política monetária em controlar a inflação (FONSECA, 2009, p. 41)

Fonseca (2009) ressalta o papel dos bancos na economia apresentado por esta escola e também a relevância do funcionamento dos mecanismos de transmissão econômica pois não transmitem apenas choques de ação temporária, mas alterações que permanecem por um longo período de tempo na economia.

### 1.5 Principais canais de transmissão da política Monetária

A evolução das escolas de pensamento e suas respectivas contribuições sobre o funcionamento dos mecanismos de transmissão de política monetária nos apresenta diferentes maneiras de analisar empiricamente a atuação dos canais de transmissão nas economias modernas. A seguir apresentaremos uma breve sistematização de tais contribuições e suas aplicações na atualidade com o objetivo de ligar as contribuições teóricas com os canais de transmissão afim de posteriormente, analisar empiricamente se a economia brasileira operou sob o canal de transmissão via taxa de juros ou se apresentou algum outro tipo de transmissão de política monetária.

#### 1.5.1 Taxa de Juros

A escola Keynesiana apresentou em sua abordagem da política monetária o mecanismo de transmissão via canal de taxa de juros por meio do modelo IS-LM convencional. Fonseca (2009) explica o modelo IS-LM: um aumento na oferta de moeda ( $M$ ) resulta na redução da taxa de juros. Estes três fatores em conjunto, aumento de investimento das empresas, consumo de bens duráveis e moradia provocam aumento sobre a renda. Este movimento faz com que haja um aumento dos investimentos das empresas ( $I$ ) pois o investimento em projetos torna-se mais atrativo. Tal comportamento também pode ser observado nos gastos com bem duráveis ( $DB$ ) e com moradia ( $H$ ) que aumentam na medida em que a taxa de juros

reduz. Como resultado, há o aumento da demanda agregada (DA) e, conseqüentemente, o produto (Y):

$$M \uparrow \rightarrow i \downarrow \rightarrow I \uparrow \rightarrow DB \uparrow \rightarrow H \uparrow \rightarrow DA \uparrow \rightarrow Y \uparrow$$

### 1.5.2 Taxa de Câmbio

Ainda com base na escola Keynesiana, Fonseca (2009) define o canal da taxa de câmbio presente no modelo IS-LM para economia aberta e seu mecanismo de transmissão. Após um choque de política monetária com aumento de moeda ( $M$ ) por parte dos formuladores de política econômica, há um efeito de queda da taxa de juros doméstica ( $i$ ). Com isso, as aplicações realizadas em ativos em moeda doméstica tornam-se menos atrativas do que os ativos em moeda estrangeira. Tendo como base uma economia com regime de taxa de câmbio flutuante, a opção por ativos em moeda estrangeira provoca uma depreciação da taxa de câmbio ( $E$ ), o que faz com que as exportações sejam impulsionadas em detrimento das importações, aumentando o saldo em conta corrente ( $NX$ ). Este movimento cria um efeito multiplicador de renda, com aumento da demanda agregada ( $DA$ ) e, conseqüentemente, do produto ( $Y$ ):

$$M \uparrow \rightarrow i \downarrow \rightarrow E \downarrow \rightarrow NX \uparrow \rightarrow DA \uparrow \rightarrow Y \uparrow$$

### 1.5.3 Riqueza

A contribuição da escola Monetarista ao estudo dos mecanismos de transmissão de política monetária apresentou a visão do canal do efeito riqueza, decorrente da variação do consumo causada pela mudança de preços dos ativos. Modigliani<sup>4</sup> (1971, citado por FONSECA *et al.*, 2008) explica a base da hipótese do ciclo de vida, em que o indivíduo tem a riqueza como um dos determinantes do consumo ao longo da vida, sendo o consumo composto por bens não-duráveis e serviços. A riqueza herdada e a acumulação ao longo da vida compõem o patrimônio

---

<sup>4</sup> MODIGLIANI, F. Monetary Policy and Consumption. In **Consumer, Spending and Monetary Policy: The Linkages**. Boston: Federal Reserve Bank, 1971. pp 9-84.

do consumidor, que toma suas decisões de consumo baseadas na riqueza. Desta forma, é a variação da riqueza ao longo da vida do indivíduo que determina a variação no consumo. Fonseca (2008) explica o funcionamento da política monetária com base no efeito riqueza. Uma política monetária expansionista ( $M$ ) eleva os preços dos ativos ( $PA$ ) e da riqueza financeira ( $RF$ ) dos agentes, gerando aumento do consumo ( $C$ ) e, conseqüentemente, da demanda agregada ( $DA$ ) e do produto ( $Y$ ).

$$M \uparrow \rightarrow PA \uparrow \rightarrow RF \uparrow \rightarrow C \uparrow \rightarrow DA \uparrow \rightarrow Y \uparrow$$

#### 1.5.4 Crédito

A contribuição da escola novo-keynesiana, baseada no modelo de Bernanke e Blinder (1988) apresenta o mecanismo de transmissão de política monetária via canal de crédito. Este canal parte do princípio da existência de informação assimétrica, em que há desigualdade de acesso a informação nos mercados financeiros, fazendo com que alguns agentes econômicos não tenham acesso a informações. Mishkin<sup>5</sup> (1995 citado por FONSECA *et al.*, 2008) explica que este canal enfatiza a presença da informação assimétrica, estabelecendo que os mercados não trabalham de forma perfeita e que há imperfeições na transmissão da política monetária. O canal de crédito também baseia-se na existência de operações de mercado aberto capazes de alterar a taxa de juros básica. Existem dois canais de transmissão de política monetária que são oriundos do canal de crédito: o canal de empréstimos bancários (*bank lending channel*) e o canal do balanço (*balance sheet channel*).

O Canal de empréstimos bancários baseia-se na função que os bancos desempenham no sistema financeiro. Por serem o meio de acesso da maioria dos indivíduos ao crédito, os bancos possuem uma posição privilegiada em relação a informações do mercado de crédito e conseqüentemente são beneficiados ao tomar decisões de concessão de crédito. Os indivíduos são dependentes da decisão de

---

<sup>5</sup> MISHKIN, F. S. Symposium on the monetary transmission mechanism. **The Journal of Economic Perspectives**. vol. 9, n. 4, p. 1-10, 1995.

concessão de crédito ou não por parte dos bancos, que por sua vez, têm que buscar recursos no mercado através de captação de fundos para poder conceder crédito.

É nesse momento, ressalta Fonseca (2008) que a política monetária tem seu efeito na economia via canal de crédito pois a captação de fundos por parte dos bancos depende do volume de moeda em circulação, ou seja, da decisão dos formuladores de política econômica quanto a oferta de moeda. Desta forma quanto maior o volume de moeda em circulação, maior é a captação e conseqüentemente maior a disponibilidade de crédito bancário aos agentes. Fonseca (2008) explica o funcionamento da política monetária com base no efeito crédito no canal de empréstimo bancários: uma expansão da oferta de moeda ( $M$ ) aumenta o nível de reservas ( $R$ ) e depósitos bancários ( $D$ ), elevando a quantidade de empréstimos bancários. Os empréstimos bancários são transformados pelos tomadores em investimento ( $I$ ) ou consumo ( $c$ ), gerando aumento da demanda agregada ( $DA$ ) e do produto ( $Y$ ).

$$M \uparrow \rightarrow R \uparrow \rightarrow D \uparrow \rightarrow L \uparrow \rightarrow I \uparrow \rightarrow c \uparrow \rightarrow DA \uparrow \rightarrow Y \uparrow$$

O canal do balanço também baseia-se na função que os bancos exercem na economia e explica como a política monetária pode afetar o valor das firmas e o funcionamento dos mecanismos de transmissão. Fonseca (2008) explica que uma diminuição da oferta monetária ( $M$ ) provoca aumento na taxa de juros ( $i$ ), o que pode ocasionar uma queda no preço das ações ( $PA$ ), e conseqüente diminuição do valor patrimonial das firmas ( $PL$ ).

Este movimento aumenta a possibilidade de seleção adversa<sup>6</sup> e risco moral<sup>7</sup> por parte das firmas, fazendo com que existam decisões mais arriscadas de

---

<sup>6</sup> Seleção adversa é o problema criado pela informação assimétrica antes que a transação ocorra. No mercado financeiro ocorre quando os tomadores potenciais, que são os mais prováveis de produzir um resultado indesejável são os que mais ativamente buscam um empréstimo e mais prováveis de serem selecionados. Neste caso, os emprestadores decidem por não conceder crédito, mesmo que os tomadores estejam dispostos a pagar pelo risco. (GERTLER, 1988)

<sup>7</sup> RISCO MORAL É UM PROBLEMA CRIADO PELA INFORMAÇÃO ASSIMÉTRICA DEPOIS QUE OCORRE A TRANSAÇÃO. O RISCO MORAL NOS MERCADOS FINANCEIROS É O RISCO DE QUE O TOMADOR SE COMPROMETA COM ATIVIDADES QUE SEJAM INDESEJADAS DO PONTO DE VISTA DO EMPRESTADOR, PORQUE ELAS DIMINUEM A PROBABILIDADE DE QUE O EMPRÉSTIMO SEJA PAGO. SENDO ASSIM, OS EMPRESTADORES PODEM DECIDIR QUE O MELHOR É NÃO CONCEDER O EMPRÉSTIMO. (GERTLER, 1988)

investimento e uma reação de restrição por parte dos agentes bancários com a diminuição de empréstimos bancários ( $L$ ) para investimentos. Desta forma há o efeito inverso de transmissão de política monetária causando uma redução de consumo ( $c$ ) e investimento ( $I$ ), e conseqüentemente queda da demanda agregada ( $DA$ ) e do produto ( $Y$ ).

$$M \downarrow \rightarrow i \uparrow \rightarrow PA \downarrow \rightarrow PL \downarrow \rightarrow \textit{seleção adversa} \uparrow \rightarrow \textit{risco moral} \uparrow \rightarrow L \downarrow \rightarrow I \downarrow \\ \rightarrow c \downarrow \rightarrow DA \downarrow \rightarrow Y \downarrow$$

## 1.6 Considerações Finais

Neste capítulo apresentamos os aspectos teóricos relacionados aos mecanismos de transmissão de política monetária. Inicialmente abordamos o debate entre a visão keynesiana e a visão da Teoria Quantitativa da Moeda sobre o papel da taxa de juros na economia.

Em seguida analisamos o modelo IS-LM convencional e a contribuição crítica apresentada pela escola monetarista acerca deste modelo. Também observamos como a escola novo-clássica apresentou uma nova abordagem sobre o papel das expectativas racionais dos agentes sobre os efeitos da política monetária na economia.

Apresentamos brevemente a ênfase no papel do crédito na transmissão de política monetária abordado pela escola novo-keynesiana e as contribuições pós-keynesianas sobre a importância da política monetária para a alteração de variáveis reais tanto no curto como no longo prazo em economias modernas. Por fim, apresentamos os principais canais de transmissão da política monetária via taxa de juros, câmbio, riqueza e crédito, derivados das visões abordadas pelas diferentes escolas de pensamento econômico.

No próximo capítulo, com o objetivo de compreender como as políticas econômicas são formuladas no Brasil, apresentaremos a estrutura, principais características e instituições financeiras que compõem o Sistema Nacional Financeiro (SFN), o funcionamento do mercado monetário e determinação da política monetária via taxa de juros da economia.

## 2 POLÍTICA ECONÔMICA: POLÍTICA MONETÁRIA VIA CANAL DE JUROS

Os governos atuam através de políticas econômicas que compreendem ações monetárias, cambiais e fiscais para atingir objetivos sociais e macroeconômicos como pleno emprego, estabilidade dos preços e crescimento econômico. No caso do Brasil o governo tem como principal instrumento de política econômica a determinação da taxa de juros da política monetária. Neste capítulo será utilizado como base o referencial teórico apresentado Alexandre Assaf Neto (2009).

A política monetária “ênfatiza sua atuação sobre os meios de pagamento, títulos públicos e taxa de juros, modificando o custo e o nível de oferta de crédito”. (Neto, 2009). A instituição responsável por executar a política monetária no Brasil é o Banco Central, que possui poderes para atuar no controle da quantidade de moeda na economia. Sua forma de atuação baseia-se em três instrumentos clássicos de controle monetário: recolhimento compulsório<sup>8</sup>, operações de mercado aberto<sup>9</sup> e políticas de redesconto bancário<sup>10</sup>.

Neste capítulo apresentaremos brevemente o funcionamento do Sistema Nacional Financeiro (SFN), sua estrutura e as principais características das instituições financeiras que o constituem. Também apresentaremos o mercado monetário e o processo de determinação da taxa de juros no Brasil. O objetivo destas análises é compreender como as políticas econômicas são formuladas no Brasil e qual é a forma de determinação da taxa de juros, o principal instrumento de política monetária utilizado pelo BACEN.

---

<sup>8</sup> Recolhimento compulsório: percentual incidente sobre os depósitos captados pelos bancos que devem ser colocados à disposição do Banco Central.

<sup>9</sup> Operações de mercado aberto: operações de compra e venda de títulos da dívida pública no mercado com objetivo de expandir ou limitar o volume de meios de pagamento na economia

<sup>10</sup> Políticas de redesconto bancário: taxa de juros cobrada pelo Banco Central nas operações de empréstimos de assistência a liquidez às instituições financeiras.

## 2.1 Sistema Financeiro Nacional

O Sistema Financeiro Nacional é um “conjunto de instituições financeiras que visam, em última análise, transferir recursos dos agentes econômicos superavitários para os deficitários”. (Neto, 2009) No Brasil o SFN foi estruturado e regulado pela Lei de Reforma Bancária de 1964, Lei do Mercado de Capitais e Lei de Criação dos Bancos Múltiplos de 1988 e é constituído por todas as instituições financeiras presentes no país, sejam elas público ou privadas.

Sua estrutura (FIGURA 1) é composta basicamente de instituições financeiras bancárias e não bancárias. As primeiras podem captar depósitos a vista e utilizar estes recursos para realizarem empréstimos ou financiamentos e se caracterizam por serem criadoras de moeda escritural através do efeito multiplicador do crédito. As segundas não são autorizadas a captar depósitos a vista e trabalham apenas com operações de ações, letras de câmbio, certificados de depósito bancário e outros ativos não monetários.

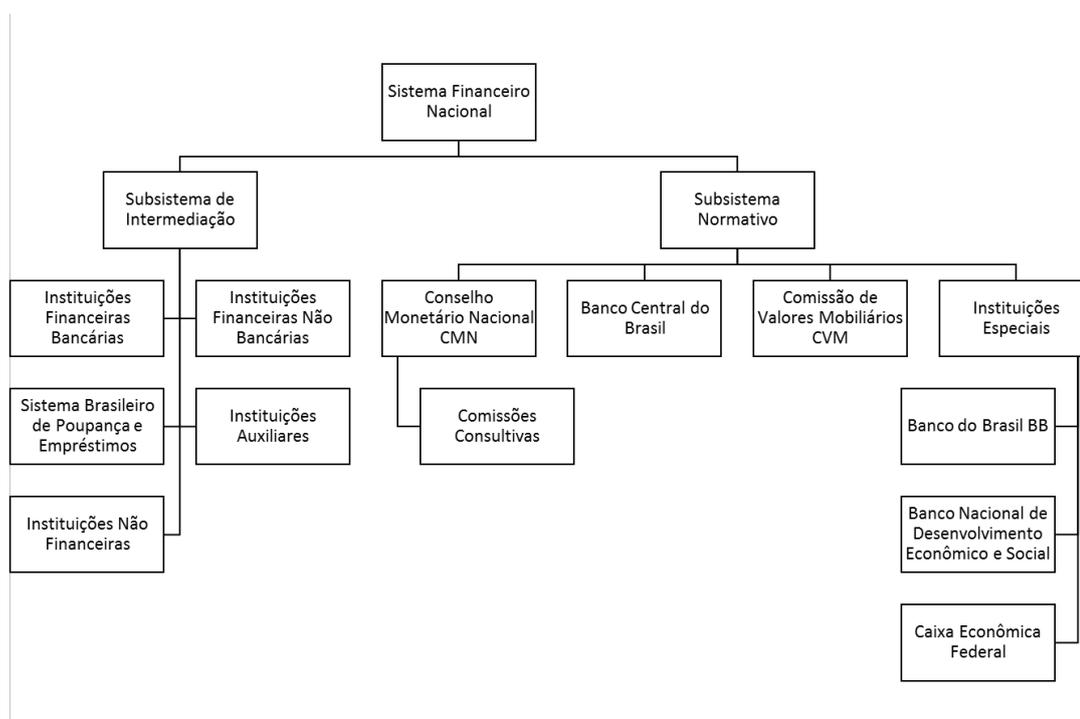


FIGURA 1 - ESTRUTURA DO SISTEMA FINANCEIRO NACIONAL  
FONTE: NETO (2009)

Ainda sobre a estrutura do SFN, o autor apresenta uma possível estruturação a partir de dois subsistemas distintos: normativo e intermediação. O subsistema de intermediação é composto por instituições que intermediam operações financeiras, classificadas como Bancárias ou Não Bancárias, Sistema de Poupança e Empréstimo (SBPE), Auxiliares e Instituições Não Financeiras.

O subsistema normativo é responsável pelo funcionamento do mercado financeiro e instituições financeiras através da fiscalização e regulação de suas atividades. Os agentes responsáveis por este papel são o Conselho Monetário Nacional (CMN), órgão normativo responsável pela formulação de toda a política de moeda e crédito, objetivando atender interesses econômicos do país, e o BACEN, com papel executivo das políticas definidas pela CMN e com papel fiscalizador do SFN.

Criado em 31 de dezembro de 1964 pela Lei nº 4.595, o Banco Central do Brasil é uma autarquia federal vinculada ao Ministério da Fazenda do Brasil integrante do Sistema Financeiro Nacional. É o principal executor das orientações do Conselho Monetário Nacional e responsável por garantir o poder de compra da moeda nacional, tendo por objetivos: zelar pela adequada liquidez da economia; manter as reservas internacionais em nível adequado; estimular a formação de poupança e zelar pela estabilidade e promover o permanente aperfeiçoamento do sistema financeiro. Para atingir tais objetivos, o Banco Central utiliza principalmente a taxa de juros como instrumento de política monetária.

Atendendo a uma conceituação mais abrangente de sua atuação, pode-se tratar o Banco Central como um banco fiscalizador e disciplinador do mercado financeiro, ao definir regras, limites e condutas das instituições, banco de penalidades, ao serem facultadas pela legislação a intervenção e a liquidação extrajudicial em instituições financeiras, e gestor do Sistema Financeiro Nacional, ao expedir normas e autorizações e promover o controle das instituições financeiras e de suas operações. É também considerado um executor da política monetária, ao exercer o controle dos meios de pagamento e executar o orçamento monetário e um banco do governo, na gestão da dívida pública interna e externa. (NETO, 2009, p. 39)

Além desses dois agentes, o subsistema normativo também é composto pelo Banco do Brasil, Caixa Econômica Federal e Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e pela Comissão de Valores Monetários, órgão de controle e fiscalização do mercado de valores mobiliários.

Órgãos normativos	Entidades supervisoras	Operadores			
Conselho Monetário Nacional - CMN	Banco Central do Brasil - Bacen	Instituições financeiras captadoras de depósitos à vista	Demais instituições financeiras	Outros intermediários financeiros e administradores de recursos de terceiros	
	Comissão de Valores Mobiliários - CVM	Bolsas de mercadorias e futuros	Bancos de Câmbio		
Conselho Nacional de Seguros Privados - CNSP	Superintendência de Seguros Privados - Susep	Resseguradores	Sociedades seguradoras	Sociedades de capitalização	Entidades abertas de previdência complementar
Conselho Nacional de Previdência Complementar - CNPC	Superintendência Nacional de Previdência Complementar - PREVIC	Entidades fechadas de previdência complementar (fundos de pensão)			

FIGURA 2 - COMPOSIÇÃO DO SISTEMA FINANCEIRO NACIONAL

FONTE: BANCO CENTRAL DO BRASIL [HTTP://WWW.BCB.GOV.BR/?SFNCOMP](http://www.bcb.gov.br/?SFNCOMP) ACESSADO EM 02/03/2015

As decisões tomadas pelo SFN sobre circulação de moeda e crédito no Brasil têm impacto direto no estado da economia do país, e fazem parte das ferramentas disponíveis para elaboração e execução de política monetária. Uma vez compreendido o papel destas instituições no sistema financeiro do Brasil, podemos seguir para uma análise sobre o funcionamento do mercado monetário e como as autoridades econômicas podem atuar na execução de políticas econômicas.

## 2.2 Mercado Monetário

O Sistema Financeiro Nacional tem como área de atuação os mercados financeiros e as intermediações financeiras. Dentre os mercados financeiros, estudaremos especificamente o mercado monetário pela relevância que possui ao analisarmos o efeito da variação da taxa de juros e a eficácia das políticas monetárias.

Define-se o mercado monetário como responsável pelas operações de curto e curtíssimo prazo que controlam de forma ágil e rápida a liquidez da economia e as taxas de juros definidas pelos formuladores de política econômica.

Na prática, segundo o autor, o mercado monetário controla a liquidez da economia através da negociação de papéis no mercado parametrizados pela taxa de juros da economia. Os principais papéis negociados, caracterizados por serem de curto prazo, alta liquidez e lastrear as operações do mercado monetário, são os papéis do Tesouro Nacional, títulos públicos estaduais e municipais, certificados de depósitos interfinanceiros (CDI) e títulos de emissão privada como certificados de depósito bancário (CDB) e debêntures.

Tais títulos são apenas escriturais e suas negociações são custodiadas e controladas pelos sistemas SELIC para títulos públicos e CETIP para títulos privados. O Sistema Especial de Liquidação e Custódia (SELIC) é responsável pela operação dos títulos públicos de emissão do BACEN e do Tesouro Nacional. Os pagamentos da SELIC são processados através de movimentação de reservas bancárias e liquidados imediatamente. Por meio da SELIC “as instituições financeiras podem adquirir e vender títulos todos os dias, criando uma taxa diária conhecida por *overnight* e representativa das operações de um dia útil”. (NETO, 2009, p. 54). Devido a sua importância e ao volume de operações financeiras executadas diariamente o SELIC divulga periodicamente a taxa Selic, taxa de juros amplamente adotada pelos agentes econômicos. O BACEN define o sistema SELIC como:

O Sistema Especial de Liquidação e de Custódia (Selic), do Banco Central do Brasil, é um sistema informatizado que se destina à custódia de títulos escriturais de emissão do Tesouro Nacional, bem como ao registro e à liquidação de operações com esses títulos. (BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2015)

Uma vez que o SELIC opera apenas títulos de alta liquidez e baixíssimo risco, a taxa de juros resultante deste sistema é aceita como uma taxa e livre risco da economia sendo base para formação dos juros do mercado e referenciando o custo do dinheiro no mercado financeiro. Por suas características, a taxa de juros Selic é utilizada pelos formuladores de política econômica como principal instrumento de política monetária, a seguir veremos como se dá o processo de determinação da taxa no Brasil.

## 2.3 Determinação da Taxa de Juros

A taxa de juros é o preço do crédito, podendo ser entendida como o preço da mercadoria dinheiro ou taxa de remuneração do aplicador de recursos recebe dos tomadores de empréstimo. Desta forma, durante o processo decisório dos agentes econômicos, a taxa de juros se comporta como taxa de referência para análise de decisão entre atratividade para a realização de investimentos produtivos.

Os formuladores de política econômica, em geral, buscam atingir o equilíbrio na economia promovendo redução da dívida pública, incentivando o crescimento e remunerando os investidores com uma taxa real. Neste contexto, a taxa de juros em um nível ótimo é o indicador utilizado para mensurar o comportamento da economia uma vez que sua variação atua sobre a demanda e a inflação no curto prazo. Com isso a taxa de juros do sistema econômico é a taxa mínima que precifica os ativos do Governo no mercado sendo utilizada como taxa base do sistema econômico.

No Brasil, a taxa de juros é o principal instrumento de política monetária utilizado pelo BACEN. Basicamente é utilizado o mecanismo baseado na habilidade de criação de dinheiro fiduciário por parte do BACEN, que circula na confiança dos bancos, constituída por cheques, ordens de pagamento e títulos de crédito. Em resumo, a dinâmica para se atingir uma taxa de juros definida como ótima se baseia no ato de emprestar e tomar emprestado, ou vender e comprar títulos públicos, até a taxa de mercado se aproximar do alvo da meta.

Especificamente no Brasil, a taxa de juros é definida pelo Comitê de Política Econômica (COPOM), vinculado ao Banco Central, que tem como objetivo principal, estabelecer as diretrizes da política monetária e definir a taxa de juros Selic meta referência para o mercado financeiro a ser praticada pela autoridade monetária.

O Comitê de Política Monetária (Copom) foi instituído em 20 de junho de 1996, com o objetivo de estabelecer as diretrizes da política monetária e de definir a taxa de juros. A criação do Comitê buscou proporcionar maior transparência e ritual adequado ao processo decisório (...). Atualmente, uma vasta gama de autoridades monetárias em todo o mundo adota prática semelhante, facilitando o processo decisório, a transparência e a comunicação com o público em geral. (BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2015)

Formalmente, segundo o Banco Central, os objetivos do Copom são: implementar a política monetária, definir a meta da Taxa Selic e seu eventual viés, e analisar o Relatório de Inflação.

A taxa de juros fixada na reunião do Copom é a meta para a Taxa Selic (taxa média dos financiamentos diários, com lastro em títulos federais, apurados no Sistema Especial de Liquidação e Custódia), a qual vigora por todo o período entre reuniões ordinárias do Comitê. Se for o caso, o Copom também pode definir o viés, que é a prerrogativa dada ao presidente do Banco Central para alterar, na direção do viés, a meta para a Taxa Selic a qualquer momento entre as reuniões ordinárias. (BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2015)

Segundo normativo em vigor, Circular Nº 3.593, de 16 de Maio de 2012 - Divulga novo Regulamento do Comitê de Política Monetária (COPOM), as reuniões ordinárias do Copom são compostas pelos membros da Diretoria Colegiada do Banco Central do Brasil: o presidente, que tem o voto de qualidade; e os diretores de Administração, Assuntos Internacionais e de Gestão de Riscos Corporativos, Fiscalização, Organização do Sistema Financeiro e Controle de Operações do Crédito Rural, Política Econômica, Política Monetária, Regulação do Sistema Financeiro, e Relacionamento Institucional e Cidadania. Também participam do primeiro dia da reunião os chefes dos seguintes departamentos do Banco Central: Departamento de Operações Bancárias e de Sistema de Pagamentos, Departamento de Operações do Mercado Aberto, Departamento Econômico, Departamento de Estudos e Pesquisas, Departamento das Reservas Internacionais, Departamento de Assuntos Internacionais, e Departamento de Relacionamento com Investidores e Estudos Especiais. A primeira sessão dos trabalhos conta ainda com a presença do chefe de gabinete do presidente, do assessor de imprensa e de outros servidores do Banco Central, quando autorizados pelo presidente. As reuniões ordinárias do Copom dividem-se em dois dias: a primeira sessão às terças-feiras e a segunda às quartas-feiras realizadas periodicamente de acordo com calendário divulgado.

No primeiro dia das reuniões, os chefes de departamento apresentam uma análise da conjuntura doméstica abrangendo inflação, nível de atividade, evolução dos agregados monetários, finanças públicas, balanço de pagamentos, economia internacional, mercado de câmbio, reservas internacionais, mercado monetário, operações de mercado aberto, avaliação prospectiva das tendências da inflação e expectativas gerais para variáveis macroeconômicas. No segundo dia da reunião, do qual participam apenas os membros do Comitê e o chefe do Departamento de Estudos e Pesquisas, sem direito a voto, os diretores de Política Monetária e de Política Econômica, após análise das projeções atualizadas para a inflação, apresentam alternativas para a taxa de juros de curto prazo e fazem recomendações acerca da política monetária. Em seguida, os demais membros do Copom

fazem suas ponderações e apresentam eventuais propostas alternativas. Ao final, procede-se à votação das propostas, buscando-se, sempre que possível, o consenso. A decisão final - a meta para a Taxa Selic e o viés, se houver - é imediatamente divulgada à imprensa ao mesmo tempo em que é expedido Comunicado através do Sistema de Informações do Banco Central (Sisbacen). (BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2015)

Em resumo, nestas reuniões é decidida e comunicada ao mercado a taxa meta Selic para financiamento dos títulos públicos. Esta taxa tem vigência estabelecida até a próxima reunião e acompanha a divulgação do viés da taxa de juros Selic, que indica o comportamento de alta, baixa ou estabilidade da taxa que pode ser alterado pelo BACEN, dentro dos limites definidos, sem a necessidade de convocar uma reunião extraordinária do Copom.

Durante o exercício de alteração da taxa de juros o Copom analisa a conjuntura econômica do país, avalia o ambiente econômico externo sob ponto de vista do mercado cambial e examina a liquidez do sistema bancário e operações de mercado aberto no mercado financeiro.

Como resultado, fica-se estabelecido a taxa básica da econômica brasileira utilizada como referência para o mercado financeiro e estabelecendo o custo do dinheiro nas operações de mercado aberto com títulos públicos. A taxa Selic é uma taxa válida para dias úteis definida para operações realizadas com títulos públicos de emissão do Governo Federal, registrados no Sistema Especial de Liquidação e Custódia, representando a taxa média ponderada do volume das operações de financiamento de um dia, lastreadas em títulos públicos federais.

É a taxa apurada no Selic, obtida mediante o cálculo da taxa média ponderada e ajustada pelas operações de financiamento por um dia, lastreadas em títulos públicos federais e cursadas no referido sistema ou em câmaras de compensação e liquidação de ativos, na forma de operações compromissadas. Esclarecemos que, neste caso, as operações compromissadas são operações de venda de títulos com compromisso de recompra assumido pelo vendedor, concomitante com compromisso de revenda assumido pelo comprador, para liquidação no dia útil seguinte. Ressaltamos ainda, que estão aptas a realizar operações compromissadas, por um dia útil, fundamentalmente as instituições financeiras habilitadas, tais como bancos, caixas econômicas, sociedades corretoras de títulos e valores mobiliários e sociedades distribuidoras de títulos e valores mobiliários. (BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2015)

A definição da taxa Selic oficial do Banco Central é a seguinte:

Define-se Taxa Selic como a taxa média ajustada dos financiamentos diários apurados no Sistema Especial de Liquidação e de Custódia (Selic) para

títulos federais. Para fins de cálculo da taxa, são considerados os financiamentos diários relativos às operações registradas e liquidadas no próprio Selic e em sistemas operados por câmaras ou prestadores de serviços de compensação e de liquidação (art. 1º da Circular nº 2.900, de 24 de junho de 1999, com a alteração introduzida pelo art. 1º da Circular nº 3.119, de 18 de abril de 2002). (BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2015)

A variação da taxa de juros impacta no curto prazo na inflação na economia priorizando o lado da demanda e a longo prazo sobre o processo de poupança e investimentos. Entretanto, ressalta o autor, há importantes repercussões conjuntas e inúmeras interações nos agregados econômicos. Com isso, explicado a maneira como é determinada a taxa de juros e como ela se relaciona com o Sistema Financeiro Nacional, veremos a seguir como se comportam mecanismos de transmissão de política econômica no Brasil a partir da alteração da taxa de juros Selic por parte do Banco Central, como este comportamento se enquadra nas diferentes teorias econômicas de política monetária que apresentamos anteriormente e qual o reflexo nas variáveis crédito e consumo para os períodos analisados.

#### 2.4 Considerações finais

Neste capítulo apresentamos o funcionamento e estrutura do Sistema Financeiro Nacional, destacando o papel do Banco Central na utilização da taxa de juros como instrumento de política monetária. Em seguida analisamos o mercado monetário e sua relevância no controle da liquidez da economia. Por fim apresentamos a forma de determinação da taxa de juros básica da economia e seu papel de destaque como instrumento de política monetária no Brasil. A seguir apresentaremos a análise empírica do trabalho baseada na econometria de séries temporais com foco na metodologia dos Vetores Auto-regressivos (VAR) com objetivo de analisar função resposta impulso do comportamento das variáveis crédito e consumo dado choque inesperado de taxa de juros na economia.

### 3 POLÍTICA MONETÁRIA VIA TAXA DE JUROS: ANÁLISE ECONOMÉTRICA

O presente trabalho tem como objetivo verificar se a taxa de juros afeta o crédito e o consumo na mesma proporção em dois períodos de tempo diferentes em que a oferta de crédito tenha variado. Para isso analisaremos a taxa básica de juros over Selic através do método VAR, trazendo as funções de resposta ao impulso das variáveis macroeconômicas crédito e consumo quando a economia é perturbada por choques monetários confrontando dois períodos diferentes.

O trabalho estima um conjunto de parâmetros que influenciam na análise do comportamento e das variações taxa básica de juros. Para validar a qualidade dos dados estimados a partir das séries temporais das variáveis explicativas, são realizados primeiramente testes de raiz unitária para identificação de estacionaridade das séries. Após a validação do modelo econométrico são analisados os valores dos coeficientes de cada variável explicativa e seus respectivos valores da estatística t. Também são analisados os coeficientes de determinação múltiplo e significância geral da regressão.

Por fim, é feita uma análise sobre os resultados obtidos levando em consideração os alicerces teóricos levantados na construção do modelo econométrico. Ao mesmo tempo, é traçada a relação das funções de resposta ao impulso das principais variáveis macroeconômicas relacionadas à variação da taxa básica de juros da economia em dois períodos específicos de tempo.

#### 3.1 Modelo Teórico e Exposição do Modelo Econométrico

O modelo econométrico explicativo utilizado neste trabalho é o seguinte<sup>11</sup>:

$$J_t = f_t(CO_t, CR_t, J_{t-1}, I_t, CN_t) \quad (1)$$

Em que:

---

<sup>11</sup> A variável PIB e a análise do hiato do produto foram substituídas no modelo econométrico pela utilização da variável consumo, que representa cerca de 60% do PIB no Brasil.

$J_t$  = Taxa de juros Over Selic;

$CO_t$  = Consumo final das famílias;

$J_{t-1}$  = Taxa de juros Over Selic defasada em um trimestre;

$CR_t$  = Operações de crédito ao setor privado;

$I_t$  = Inflação IPCA;

$CN_t$  = Cambio Nominal

Com base na expressão anterior (Equação 1) estimou-se um sistema econométrico para 2 períodos diferentes correspondentes a 1995:01/2014:12, 2004:01/2014:12. As variáveis  $CO_t$ ,  $CR_t$  e  $CA_t$  são expressas em logaritmos para a obtenção direta das elasticidades. O modelo econométrico é demonstrado a seguir:

$$J_t = \beta_0 + \beta_1 LCO_t + \beta_2 LCR_t + \beta_3 I_t + \beta_4 CN + \beta_5 T + \mu_i \quad (2)$$

O parâmetro  $\mu_i$  é o termo de perturbação estocástica ou erro e  $i$  é a  $i$ -ésima observação da Equação 2. No modelo,  $J_t$  é uma variável endógena e as demais variáveis são exógenas.

Uma vez que o trabalho trata de séries temporais, o subscrito  $t$  indica a  $i$ -ésima observação no período  $t$ . O termo  $\beta_0$  é o termo de intercepto e representa o valor médio da taxa de juros quando as variáveis explicativas forem iguais a zero. O valor  $\beta_1$  mede a mudança percentual da  $J_t$ , taxa de juros Over Selic, por variação de 1% de  $LCO_t$ , *coeteris paribus*;  $\beta_2$  mede a mudança percentual da  $J_t$  por variação de 1% de  $LCR_t$ , *coeteris paribus*;  $\beta_3$  mede a mudança percentual da  $J_t$  por variação de 1% de  $I$ , *coeteris paribus*;  $\beta_4$  mede a mudança percentual da  $J_t$  por variação de 1% de  $LCN_t$  e  $\beta_5$  mede a tendência. Com relação à perturbação estocástica ou erro,  $\mu_i$  apresenta todas as variáveis omitidas ou abandonadas que podem afetar a taxa básica Over Selic.

Na estimação do modelo econômico, a teoria econômica indica que  $\beta_1 < 0$ ,  $\beta_2 < 0$ ,  $\beta_3 > 0$  e  $\beta_4$  podendo ser positivo ou negativo. O aumento no valor das variáveis

$CO_t$ ,  $CR_t$  em tese, gera uma diminuição na taxa de juros. Já um aumento no valor da variável  $I_t$ , em tese, gera um aumento da taxa de juros.

### 3.2 Descrição dos Dados

O banco de dados utilizado é de natureza secundária e envolve séries históricas trimestrais compreendendo o período de janeiro de 1995 a dezembro de 2014. As séries históricas são:

Os custos mensais da taxa de juros Over Selic ( $J_t$ ) foram coletadas do banco de dados do IPEADATA (2015) disponível através do site do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA. A base de dados é utilizada é do Banco Central do Brasil, Boletim, Seção Mercado Financeiro e de Capitais. A taxa Overnight / Selic é a média dos juros que o Governo paga aos bancos que lhe emprestaram dinheiro. Refere-se à média do mês. Serve de referência para outras taxas de juros do país. A taxa Selic é a taxa básica de juros da economia.

Do IPEADATA (2015) também foram coletados os dados do consumo final das famílias ( $CO_t$ ), referente ao Consumo final das famílias sob índice encadeado dessazonalizado com dados originados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Sistema de Contas Nacionais Trimestrais Referência 2000 (IBGE/SCN).

Também do IPEADATA (2015) foram coletados os dados das operações de crédito ao setor privado pessoas físicas ( $CR_t$ ), mensurado em milhões de reais extraídos do Banco Central do Brasil, Boletim, Seção Moeda e Crédito. Consiste no saldo por atividade econômica excluindo as operações realizadas com os setores rural e habitacional.

O índice de inflação Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) ( $I_t$ ) também foi coletado através do IPEADATA (2015) com base no Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Sistema Nacional de Índices de Preços ao Consumidor (IBGE/SNIPC). O índice de agosto de 1991, excepcionalmente, foi calculado pelo IBGE como média geométrica dos valores observados em julho e setembro e, por isso, as taxas de variação apresentadas para agosto e setembro de 1991 são iguais. Por fim, a taxa de câmbio nominal ( $CN_t$ ) foi coletada do IPEADATA (2015) com fonte

base sendo o Banco Central do Brasil, Boletim, Seção Balanço de Pagamentos (BCB Boletim/BP).<sup>12</sup>

### 3.3 Métodos: VAR e Função Resposta Impulso

Segundo Bueno (2011) o modelo de Vetor Auto-regressivo (VAR) permite que se expressem modelos econômicos completos e se estimem os parâmetros desse modelo. O VAR busca responder qual a trajetória da série dado um choque estrutural, através da análise do impacto deste choque sobre as demais informações presentes no modelo. A estacionaridade é uma condição fundamental para as propriedades dos estimadores do modelo. Se ambas as séries forem estacionárias, pode-se estimar o modelo normalmente, para isso, deve-se testar as séries individualmente em relação a sua estacionaridade ou não.

O teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) é utilizado para determinar a ordem de integração das series de tempo presentes no modelo econométrico. Segundo Gujarati (2006) o teste de raiz unitária no modelo de Dickey-Fuller Aumentado é feito a partir da relação:  $\Delta Y_t = (\rho - 1)Y_t + \mu_t$ . A  $H_0$  testa se  $(\rho = 0)$  e ser for verdadeira a variável não é estacionária. Neste caso a utilização da distribuição  $t$ -student é incorreta. Em termos gerais se  $Y_t$  tem uma raiz unitária ela será integrada de ordem  $I(1)$ , e em consequência, a primeira diferença desta variável é estacionária e integrada de grau zero  $I(0)$ .

De forma geral Bueno (2011) expressa um modelo Auto-regressivo VAR de ordem  $p$  por um vetor com  $n$  variáveis endógenas,  $X_t$ , conectadas entre si por meio de uma matriz. O seguinte modelo bivariado de ordem 1 é um exemplo simplificado da relação das variáveis endógenas dentro do modelo onde  $\varepsilon_t$  são denominados choques estruturais pois afetam individualmente cada uma das variáveis endógenas.

$$\begin{aligned} y_t &= b_{10} - a_{12}z_t + b_{11}y_{t-1} + b_{12}z_{t-1} + \sigma_y \varepsilon_{yt} \\ z_t &= b_{20} - a_{21}y_t + b_{21}y_{t-1} + b_{22}z_{t-1} + \sigma_z \varepsilon_{zt} \end{aligned} \quad (1)$$

---

<sup>12</sup> A base de dados está disponível na seção Anexos.

Tal especificação apresenta suas variáveis mutuamente influenciadas uma pela outra tanto pelos seus valores contemporâneos quanto pelos seus valores defasados. Com isso, as variáveis contemporâneas  $z_t$  e  $y_t$  são individualmente correlacionas aos erros  $\varepsilon_{yt}$  e  $\varepsilon_{zt}$ , respectivamente pois cada uma dessas variáveis depende contemporaneamente da outra. Esta característica, conhecida como efeito *feedback*, cria a necessidade da especificação de uma técnica que evite este problema. O VAR é a técnica utilizada para evitar a ocorrência deste problema ao objetivar-se a encontrar um choque estrutural, ou seja, uma trajetória da variável de interesse ante um choque nos erros. A forma reduzida desse modelo simplificado é:

$$\begin{aligned}
 X_t &= \Phi_0 + \Phi_1 X_{t-1} + e_t \\
 \Phi_0 &\equiv A^{-1}B_0 \\
 \Phi_1 &\equiv A^{-1}B_1 \\
 A_{e_t} &\equiv B_{\varepsilon_t}
 \end{aligned}
 \tag{2}$$

Nesta especificação não há problemas para estimar o VAR, pois os erros não estão correlacionados aos regressores, não são autocorrelacionados e não estão contemporaneamente correlacionados entre si. A especificação do modelo com relação ao número ótimo de defasagens para obtenção de “resíduos ruídos brancos” será base nos critérios de Akaike e Schwarz.

Com base no modelo VAR o autor apresenta a formulação da função resposta impulso que define o comportamento das séries incluídas no modelo VAR em resposta a choques provocados por variáveis residuais. A simulação baseada nesta função do VAR oferece um mecanismo para estimar respostas a choques, *coeteris paribus*, para outras variáveis do modelo.

Considerando-se a estrutura do modelo VAR conforme equações (1) e (2), o efeito de um choque, ou de uma mudança em uma variável altera imediatamente os valores correntes da variável  $y_t$ , mas também os valores futuros de  $y_t$  e  $z_t$ , uma vez que os valores defasados  $y_{t-1}$  aparecem nas duas equações. A função resposta ao impulso mede portanto o efeito de um choque sobre os valores correntes e futuros de  $y_t$  e sobre os valores futuros de  $y_t$ . De acordo com Bueno (2011), considerando o exemplo de VAR bivariado apresentado anteriormente tem-se:

$$X_t = \bar{X} + \sum_{i=0}^{\infty} \Phi_1^i e_{t-i} = \bar{X} + \sum_{i=0}^{\infty} \frac{\Phi_1^i}{1 - a_{12}a_{21}} \begin{bmatrix} 1 & -a_{12} \\ -a_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_y \varepsilon_{yt-i} \\ \sigma_z \varepsilon_{zt-i} \end{bmatrix} \quad (3)$$

em que  $\bar{X} \equiv (I - \Phi_1)^{-1} \Phi_0$  é a média de longo prazo.

Definindo a matriz:

$$\psi_i = \frac{\Phi_1^i}{1 - a_{12}a_{21}} \begin{bmatrix} 1 & -a_{12} \\ -a_{21} & 1 \end{bmatrix} \quad (4)$$

obtem-se:

$$X_t = \bar{X} + \sum_{i=0}^{\infty} \psi_i B_{\varepsilon_{t-1}} = \bar{X} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \psi_{i,11} & \psi_{i,12} \\ \psi_{i,21} & \psi_{i,22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_y \varepsilon_{yt-i} \\ \sigma_z \varepsilon_{zt-i} \end{bmatrix} \quad (5)$$

Os elementos da matriz  $\psi_i$  são multiplicadores de impacto sobre as variáveis endógenas. Assim o impacto total de um choque de  $\varepsilon_{yt}$  sobre  $y_{t+h}$  é dado pela soma dos coeficientes  $\psi_{i,11}$ ,  $i = 0, 1, 2, \dots, h$ . E sobre  $z_{t+h}$ , devem-se somar os coeficientes  $\psi_{i,21}$ . Os coeficientes, quando desenhados em um gráfico contra  $i$ , geram a função resposta ao impulso. A soma dos coeficientes desenhados em um gráfico contra  $i$ , gera a função resposta impulso acumulada.

### 3.4 Resultados Empíricos

Como condição fundamental para as propriedades dos estimadores do modelo VAR as séries temporais devem apresentar-se em condição de processo estocástico estacionário. Em vista de certificar-se que as séries testadas apresentam tal condição primeiramente serão realizados testes de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado para avaliar a presença de uma raiz unitária nas variáveis.

Após esta primeira análise, verificaremos como as variáveis se relacionam e qual a influência delas uma sobre as outras através da estimação do VAR e da função resposta ao impulso. Com isso identificaremos o efeito de um choque relativo a 1 desvio padrão de uma variável em relação às demais variáveis, sobre a direção tomada pelas variáveis após o choque, tempo de resposta de absorção e intensidade da variação.

### 3.4.1 Teste de Raiz Unitária Dickey-Fuller Aumentado

As séries a serem testadas são  $J_t$ ,  $CO_t$ ,  $CR_t$ ,  $I_t$  e  $CN_t$ . A denominação de uma variável precedida pela letra L indica seu logaritmo e precedida pela letra  $\Delta$  indica a primeira diferença da variável.

O teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) foi utilizado para determinar a ordem de integração das séries de tempo presentes no modelo econométrico. A distribuição para avaliar a presença de uma raiz unitária no modelo ADF é a distribuição de Dickey-Fuller Aumentado e os resultados da aplicação do teste são apresentados na Tabela 1.

O teste de raiz unitária no modelo de Dickey-Fuller Aumentado é feito a partir da relação  $\Delta Y_t = (p - 1) Y_t + \mu_t$ . A  $H_0$  testa se  $(p = 0)$  e ser for verdadeira a variável não é estacionária. Neste caso a utilização da distribuição t-Student é incorreta. Em termos gerais se  $Y_t$  tem uma raiz unitária ela será integrada de ordem  $I(1)$ , e em consequência, a primeira diferença desta variável é estacionária e integrada de grau zero  $I(0)$ . Neste modelo utilizaremos o critério de Schwarz para determinação da quantidade de termos do processo AR que serão testados para correlação.

Os valores críticos a 1%, 5% e 10% de nível de confiança para a estatística ADF estão listados na Tabela 1. Observa-se que não é possível rejeitar a hipótese nula de existência de uma raiz unitária na variáveis em nível  $CO_t$ ,  $CR_t$  e  $CN_t$  pois os valores críticos do DF a 1%, 5% e 10%, para a variável  $CO_t$  e  $CN_t$ , e os valores críticos do DF a 1% e 5%, para a variável  $CR_t$ , em termos absolutos, são maiores que o DF calculado para cada uma destas variáveis. Observa-se também que as primeiras diferenças das variáveis  $\Delta CO_t$ ,  $\Delta CR_t$  e  $\Delta CN_t$ , rejeitam a possibilidade de existência de uma raiz unitária, ou seja, são integradas da ordem zero  $I(0)$ .

As variáveis  $I_t$  e  $J_t$  rejeitam a possibilidade de existência de raiz unitária, pois seus valores ADF calculados são muito mais inferiores aos valores críticos DF, estando compreendidas no nível de confiança de 1%.

TABELA 1 - SEQUÊNCIA DE TESTES ADF

Série	Defasagens	Equação Teste: Intercepto		Equação Teste: Tendência + Intercepto	
		Nível	1ª Diferença	Nível	1ª Diferença
LCO	1	0.944219	-7.476246 *	-2.293987	-7.456343 *
LCR	1	-3.080018 **	-3.244600 **	0.079169	-6.540598 *
I	2	-4.233697 *	-10.073030 *	-4.111486 *	-10.102880 *
J	2	-3.886791 *	-5.250319 *	-4.715019 *	-5.371809 *
LCN	1	-2.079443	-7.040056 *	-1.737925	-7.055206 *

\* $\alpha=0,01$  \*\* $\alpha=0,05$  \*\*\* $\alpha=0,10$

FONTE: Elaborado pelo autor com base no e-views 7 (2015).

Os testes ADF implicam que as variáveis  $CO_t$ ,  $CR_t$  e  $CN_t$  podem ser descritas como um passeio aleatório, sendo não estacionárias e precisam ser diferenciadas para serem transformadas em variáveis estacionárias. Os testes também indicam que as variáveis  $I_t$  e  $J_t$  rejeitam a possibilidade de existência de raiz unitária. Desta forma as bases de dados testadas estão de acordo com as especificações necessárias para a posterior estimação dos modelos VAR e Resposta ao Impulso.

### 3.4.2 Modelo VAR e Função Resposta Impulso

As estimativas do VAR utilizada para os mecanismos de transmissão da economia brasileira Pós-Plano Real incluem quatro variáveis, sendo: Taxa de juros Over Selic ( $J_t$ ), Consumo final das famílias ( $CO_t$ ), Operações de crédito ao setor privado ( $CR_t$ ) e Inflação IPCA ( $I_t$ ). Os dados são tomados trimestralmente e o número de defasagens admitido no modelo será de 4 períodos com o objetivo de identificar o impacto dos mecanismos de transmissão ao longo de 1 ano.

Serão analisados dois períodos: período 1, compreendendo o período completo de 1995 até 2014 e utilizado para analisar o comportamento das variáveis durante todo o período econômico pós-real; e o período 2, compreendendo o subperíodo de 2004 até 2014 e utilizado para analisar se houve mudança estrutural no comportamento das variáveis a partir das mudanças de política econômica implementadas pelo governo a partir de 2004.

A utilização de dois períodos diferentes para a comparação se justifica devido às mudanças ocorridas na economia brasileira a partir de 1995. Neste ano houve a

consolidação do plano Real<sup>13</sup>. A quebra do subperíodo analisado no período 2 justifica-se por dois motivos. O primeiro motivo é a adoção do regime de metas de inflação, em julho de 1999. Para Fonseca (2009), a introdução deste regime gera uma grande alteração no funcionamento da economia:

Portanto, a avaliação da teoria indica que num regime de política monetária do tipo **metas de inflação**, a busca por metas cada vez menores de inflação obriga os bancos centrais a elevarem suas taxas de juros na tentativa de atingirem a meta de inflação desejada. Por outro lado, num ambiente de relativa estabilidade de preços, bem como de níveis baixos de inflação, a política monetária acaba relaxando as taxas de juros, o que proporciona um aumento das reservas bancárias e dos depósitos dos bancos comerciais; tal efeito tem por consequência um aumento na quantidade de empréstimos bancários disponíveis, já que de acordo com o balanço patrimonial das instituições bancárias, um volume maior de depósitos possibilita aos bancos disponibilizarem recursos para as famílias e emprestar (empréstimos bancários), gerando um forte lucro para tais instituições financeiras. (FONSECA, 2009, p.127),

A partir da mudança de regime, as ações do Banco Central na condução da política monetária passaram a ser diferentes dos observados no regime de câmbio administrado anteriormente. Além disso, a adoção do regime de metas de inflação foi acompanhada de um período de poucas oscilações e de calma na economia mundial.

O segundo motivo é o incentivo ao crédito e consumo que iniciou-se a partir de 2004 com o Governo Lula. Este movimento foi caracterizado por uma economia com intensa acumulação de reservas internacionais para mitigar a fragilidade externa; fortalecimento do mercado interno através de programas de transferência de renda como o Bolsa Família, política de recuperação do salário mínimo e ampliação do crédito pessoal; e através do fortalecimento dos investimentos com programas como o PAC, o Minha Casa Minha Vida, e o Programa de Sustentação do Investimento do BNDES. Tais iniciativas deixaram os investimentos mais robustos, contribuindo para reforçar a demanda e ampliar a capacidade produtiva do país e fortaleceram o consumo na economia, o que aponta a possibilidade de uma quebra estrutural das séries analisadas.

---

<sup>13</sup> Programa brasileiro com o objetivo de estabilização e reformas econômicas, iniciado em 27 de fevereiro de 1994 com a publicação da medida provisória número 434. Ampla medida econômica realizada no Brasil com objetivo principal o controle da hiperinflação. Iniciou a desindexação da economia, e determinou o lançamento de uma nova moeda, o Real.

O sistema VAR é composto por quatro variáveis endógenas ( $CO_t, CR_t, J_t$  e  $I_t$ ), uma variável exógena ( $CN_t$ ), uma constante e quatro períodos de defasagem. Oficialmente o câmbio deixou de ser objeto de política monetária a partir do início do regime de metas de inflação em 1999. Entretanto, seu papel como instrumento de política econômica após 1999 e sua real utilização pelos formuladores de política econômica são amplamente discutidos entre os economistas. Desta forma, especificamente neste trabalho, e também devido às quebras das séries temporais utilizadas<sup>14</sup>, a variável Câmbio Nominal ( $CN_t$ ) será apresentada como uma variável exógena na estimação pois não seria, em tese, observada pela ótica dos formuladores de política monetária.

A análise apresentada nas tabelas 2 e 3 utiliza como ponto de vista a taxa de juros e o impacto de sua variação nas demais variáveis. Observa-se através da estimação dos Vetores Auto-regressivos<sup>15</sup>, com base em suas estatísticas t, que a taxa de juros em seus períodos anteriores mostra-se estatisticamente significativa para explicar as variáveis Consumo final das famílias ( $CO_t$ ) e Operações de crédito ao setor privado ( $CR_t$ ). Uma vez que a variável Inflação IPCA ( $I_t$ ) não é estatisticamente significativa na análise, entende-se que a variação da Taxa de juros Over Selic ( $J_t$ ) não afeta seu comportamento no período máximo de quatro trimestres e por isso será excluída da análise. Este resultado é surpreendente pois apresenta um questionamento sobre o papel da inflação como componente explicativo da variável taxa de juros presente nas diferentes escolas de pensamento econômico.

TABELA 2 - RESULTADOS ESTIMATIVA VAR PARA O PERÍODO 1

	DLOG(CO)	DLOG(CR)	I	J
DLOG(CO(-1))	0.084603 (0.15518) [ 0.54519]	0.738696 (0.25096) [ 2.94345]	-2.447436 (3.98274) [-0.61451]	-2.103448 (2.15103) [-0.97788]
DLOG(CO(-2))	0.047467 (0.14766) [ 0.32145]	-0.228732 (0.23881) [-0.95782]	3.342132 (3.78981) [ 0.88187]	0.404530 (2.04683) [ 0.19764]

continua

<sup>14</sup> Outra opção seria a utilização de três quebras para análise: 1995 a 1999, 1999 a 2004 e 2004 a 2014. Contudo, período do VAR seria temporalmente pequeno para capturar a dinâmica de transmissão.

<sup>15</sup> Erros padrão em ( ) e estatística t em [ ].

TABELA 2 - RESULTADOS ESTIMATIVA VAR PARA O PERÍODO 1

				continuação
DLOG(CO(-3))	0.047036 (0.13914) [ 0.33804]	0.198305 (0.22503) [ 0.88124]	-0.623720 (3.57117) [-0.17465]	-1.558023 (1.92874) [-0.80779]
DLOG(CO(-4))	0.059257 (0.13432) [ 0.44115]	0.381218 (0.21723) [ 1.75490]	-1.023427 (3.44743) [-0.29687]	4.844967 (1.86191) [ 2.60214]
DLOG(CR(-1))	-0.039257 (0.08659) [-0.45339]	0.378504 (0.14003) [ 2.70306]	0.645965 (2.22223) [ 0.29068]	1.439592 (1.20020) [ 1.19946]
DLOG(CR(-2))	-0.176274 (0.08252) [-2.13605]	0.496699 (0.13346) [ 3.72175]	-1.051421 (2.11797) [-0.49643]	-1.958988 (1.14389) [-1.71257]
DLOG(CR(-3))	0.183284 (0.09790) [ 1.87213]	-0.140978 (0.15833) [-0.89042]	-0.349585 (2.51265) [-0.13913]	0.328195 (1.35705) [ 0.24184]
DLOG(CR(-4))	-0.064458 (0.07580) [-0.85036]	-0.225507 (0.12259) [-1.83959]	-0.226953 (1.94542) [-0.11666]	1.610681 (1.05070) [ 1.53297]
I(-1)	-0.001684 (0.00512) [-0.32888]	-0.009531 (0.00828) [-1.15062]	0.555792 (0.13145) [ 4.22804]	0.051067 (0.07100) [ 0.71928]
I(-2)	-0.008715 (0.00552) [-1.57797]	0.016830 (0.00893) [ 1.88423]	-0.258689 (0.14175) [-1.82492]	0.016831 (0.07656) [ 0.21984]
I(-3)	0.003555 (0.00590) [ 0.60215]	0.011618 (0.00955) [ 1.21669]	0.143680 (0.15154) [ 0.94814]	0.062447 (0.08184) [ 0.76300]
I(-4)	0.001749 (0.00443) [ 0.39486]	-0.017802 (0.00716) [-2.48549]	0.047301 (0.11367) [ 0.41613]	-0.122170 (0.06139) [-1.99005]
J(-1)	-0.009430 (0.00938) [-1.00496]	-0.035100 (0.01517) [-2.31305]	0.124728 (0.24082) [ 0.51793]	1.250264 (0.13006) [ 9.61268]
J(-2)	0.000778 (0.01386) [ 0.05611]	0.067403 (0.02241) [ 3.00748]	-0.160686 (0.35567) [-0.45178]	-0.836795 (0.19209) [-4.35615]
J(-3)	0.003082 (0.01441) [ 0.21384]	-0.048896 (0.02331) [-2.09778]	-0.008173 (0.36990) [-0.02210]	0.460874 (0.19978) [ 2.30691]
J(-4)	0.006961 (0.00845) [ 0.82332]	0.033506 (0.01367) [ 2.45059]	0.026081 (0.21698) [ 0.12020]	0.037710 (0.11719) [ 0.32179]
C	0.011673	-0.007139	0.326391	-0.004029 continua

TABELA 2 - RESULTADOS ESTIMATIVA VAR PARA O PERÍODO 1

				conclusão
	(0.00720)	(0.01165)	(0.18491)	(0.09987)
	[ 1.62016]	[-0.61267]	[ 1.76516]	[-0.04034]
DLOG(CAMBINOM)	-0.063807	-0.017814	0.962904	0.225446
	(0.01879)	(0.03039)	(0.48221)	(0.26044)
	[-3.39604]	[-0.58626]	[ 1.99686]	[ 0.86565]
R-squared	0.365280	0.812006	0.385236	0.917406
Adj. R-squared	0.175977	0.755937	0.201886	0.892772
Sum sq. resid	0.007739	0.020240	5.097540	1.486927
S.E. equation	0.011652	0.018844	0.299049	0.161513
F-statistic	1.929608	14.48239	2.101093	37.24240
Log likelihood	237.7919	201.7386	-5.593016	40.60873
Akaike AIC	-5.861118	-4.899696	0.629147	-0.602899
Schwarz SC	-5.304921	-4.343499	1.185344	-0.046702
Mean dependent	0.007879	0.051384	0.515200	1.269733
S.D. dependent	0.012836	0.038143	0.334742	0.493235
Determinant resid covariance (dof adj.)		5.11E-11		
Determinant resid covariance		1.70E-11		
Log likelihood		504.1412		
Akaike information criterion		-11.52377		
Schwarz criterion		-9.298976		

FONTE: ELABORADO PELO AUTOR COM BASE NO E-VIEWS 7 (2015).

TABELA 3 - RESULTADOS ESTIMATIVA VAR PARA O PERÍODO 2

	DLOG(CO)	DLOG(CR)	I	J
DLOG(CO(-1))	-0.184763 (0.16276) [-1.13517]	0.276319 (0.23848) [ 1.15866]	3.821743 (2.88341) [ 1.32542]	0.706767 (1.34375) [ 0.52596]
DLOG(CO(-2))	-0.284880 (0.16703) [-1.70552]	-0.312453 (0.24474) [-1.27667]	1.497665 (2.95909) [ 0.50612]	-0.032324 (1.37902) [-0.02344]
DLOG(CO(-3))	-0.028629 (0.16927) [-0.16913]	-0.075690 (0.24802) [-0.30518]	-4.861787 (2.99868) [-1.62131]	0.892550 (1.39747) [ 0.63869]
DLOG(CO(-4))	0.115118 (0.16133) [ 0.71357]	0.327685 (0.23638) [ 1.38627]	-3.768709 (2.85799) [-1.31866]	-0.111819 (1.33191) [-0.08395]
DLOG(CR(-1))	0.083518 (0.13422) [ 0.62226]	0.542838 (0.19666) [ 2.76034]	-4.817380 (2.37771) [-2.02605]	0.917890 (1.10808) [ 0.82836]
DLOG(CR(-2))	-0.028783 (0.13457) [-0.21389]	0.418207 (0.19717) [ 2.12106]	5.425998 (2.38392) [ 2.27609]	-0.317298 (1.11097) [-0.28560]
DLOG(CR(-3))	0.029267	-0.464973	1.440321	0.247296

continua

TABELA 3 - RESULTADOS ESTIMATIVA VAR PARA O PERÍODO 2

continuação

	(0.13462)	(0.19725)	(2.38489)	(1.11143)
	[ 0.21740]	[-2.35728]	[ 0.60394]	[ 0.22250]
DLOG(CR(-4))	0.090445	0.051896	-3.667393	-0.331171
	(0.10129)	(0.14842)	(1.79446)	(0.83627)
	[ 0.89290]	[ 0.34967]	[-2.04373]	[-0.39601]
I(-1)	-0.004729	0.006081	0.394430	0.161471
	(0.00831)	(0.01218)	(0.14726)	(0.06863)
	[-0.56884]	[ 0.49929]	[ 2.67843]	[ 2.35285]
I(-2)	-0.013233	-0.002795	-0.437052	0.145265
	(0.00835)	(0.01224)	(0.14794)	(0.06894)
	[-1.58460]	[-0.22845]	[-2.95423]	[ 2.10698]
I(-3)	-0.000740	-0.002961	0.205061	0.027403
	(0.01012)	(0.01482)	(0.17921)	(0.08352)
	[-0.07315]	[-0.19979]	[ 1.14423]	[ 0.32811]
I(-4)	0.006194	-0.015018	0.149571	-0.008993
	(0.00867)	(0.01270)	(0.15355)	(0.07156)
	[ 0.71461]	[-1.18255]	[ 0.97410]	[-0.12567]
J(-1)	-0.000227	0.033813	0.514798	1.220604
	(0.02241)	(0.03283)	(0.39694)	(0.18499)
	[-0.01014]	[ 1.02993]	[ 1.29691]	[ 6.59837]
J(-2)	-0.042012	-0.044228	-0.073780	-0.324997
	(0.03417)	(0.05006)	(0.60528)	(0.28208)
	[-1.22962]	[-0.88348]	[-0.12189]	[-1.15216]
J(-3)	0.019340	0.024710	-1.127659	-0.151153
	(0.02928)	(0.04291)	(0.51878)	(0.24176)
	[ 0.66042]	[ 0.57591]	[-2.17369]	[-0.62521]
J(-4)	0.013286	0.018327	0.673085	0.155238
	(0.01640)	(0.02403)	(0.29054)	(0.13540)
	[ 0.81011]	[ 0.76266]	[ 2.31664]	[ 1.14650]
C	0.019598	-0.006913	0.439624	-0.098975
	(0.01028)	(0.01506)	(0.18212)	(0.08487)
	[ 1.90636]	[-0.45896]	[ 2.41392]	[-1.16616]
DLOG(CAMBINOM)	-0.081928	-0.049852	-0.304593	0.002403
	(0.01959)	(0.02871)	(0.34710)	(0.16176)
	[-4.18149]	[-1.73652]	[-0.87754]	[ 0.01485]
R-squared	0.639970	0.896500	0.670110	0.965450
Adj. R-squared	0.404566	0.828826	0.454412	0.942860
Sum sq. resids	0.001416	0.003039	0.444329	0.096501
S.E. equation	0.007379	0.010812	0.130727	0.060923
F-statistic	2.718602	13.24746	3.106711	42.73712
Log likelihood	165.1402	148.3322	38.66505	72.25935
Akaike AIC	-6.688193	-5.924193	-0.939320	-2.466334
Schwarz SC	-5.958297	-5.194297	-0.209425	-1.736438
Mean dependent	0.010344	0.047835	0.455000	0.957273
S.D. dependent	0.009563	0.026133	0.176984	0.254863

continua

TABELA 3 - RESULTADOS ESTIMATIVA VAR PARA O PERÍODO 2

conclusão

Determinant resid covariance (dof adj.)	3.42E-13
Determinant resid covariance	4.17E-14
Log likelihood	428.0680
Akaike information criterion	-16.18491
Schwarz criterion	-13.26532

FONTE: ELABORADO PELO AUTOR COM BASE NO E-VIEWS 7 (2015).

Com base nesses resultados, derivaram-se as funções de resposta ao impulso para 20 períodos da variável Taxa de juros Over Selic ( $J_t$ ) em relação à Consumo final das famílias ( $CO_t$ ) e Operações de crédito ao setor privado ( $CR_t$ ) nos dois períodos abordados por este trabalho. O objetivo desse tipo de função é mostrar como as variáveis endógenas do VAR se comportam quando há um choque em uma variável endógena específica.

#### 3.4.2.1 Resposta do Consumo a um choque de Juros

Os resultados das estimativas realizadas demonstram que, no período 1, um choque inesperado de um desvio padrão na taxa de juros Over Selic possui um impacto negativo imediato no primeiro trimestre na magnitude de -0,0052 no Consumo final das famílias ( $CO_t$ ). O tempo de resposta é curto e o impacto é significativo, persistindo negativo até o quarto trimestre quando o consumo apresenta uma variação positiva de 0,0024, seguido por um movimento de estabilização nos períodos subsequentes.

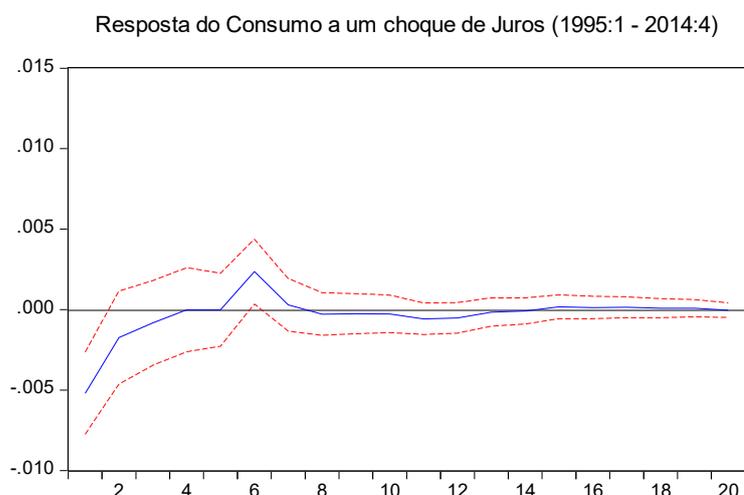


GRÁFICO 7 - REPOSTA DO CONSUMO FINAL DAS FAMÍLIAS A UM CHOQUE TAXA DE JUROS OVER SELIC NO PERÍODO 1

Fonte: Elaborado pelo autor (2015). Nota: As linhas pontilhadas representam dois desvios padrão.

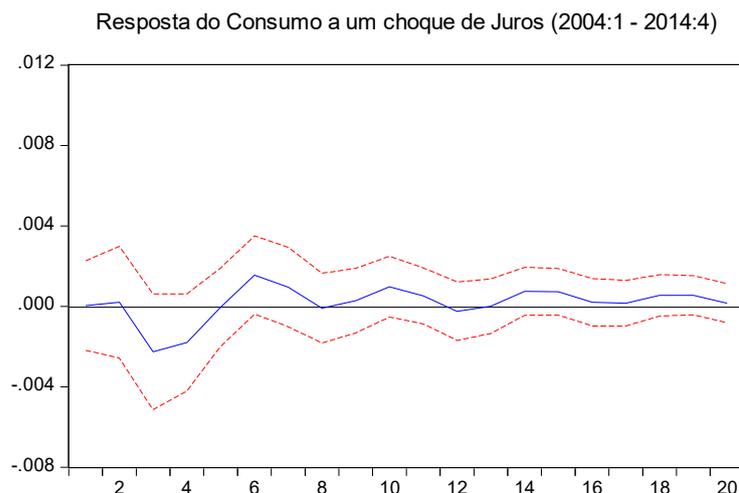


GRÁFICO 8 - REPOSTA DO CONSUMO FINAL DAS FAMÍLIAS A UM CHOQUE TAXA DE JUROS OVER SELIC NO PERÍODO 2

Fonte: Elaborado pelo autor (2015). Nota: As linhas pontilhadas representam dois desvios padrão.

No período 2, após um impacto imediato levemente positivo no primeiro trimestre, o tempo de resposta negativo foi deslocado para o terceiro trimestre e sua intensidade de variação foi reduzida ao patamar de -0,0023. Após o sexto trimestre não observa-se a estabilização da variável, apresentando variação cíclica com ápices positivos nos trimestres 10, 14 e 19. Ao observarmos as funções resposta impulso na visão acumulativa podemos considerar que houve uma mudança estrutural no padrão com base no tempo de resposta e na amplitude do choque.

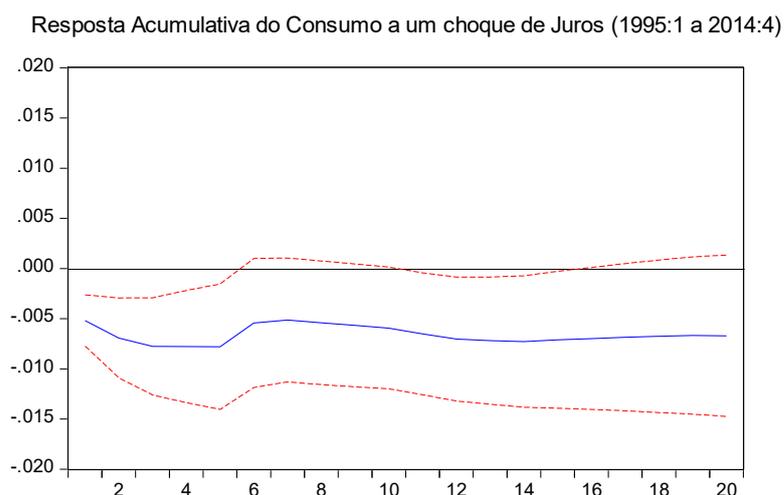


GRÁFICO 9 - REPOSTA ACUMULATIVA DO CONSUMO FINAL DAS FAMÍLIAS A UM CHOQUE TAXA DE JUROS OVER SELIC NO PERÍODO 1

FONTE: ELABORADO PELO AUTOR (2015). NOTA: AS LINHAS PONTILHADAS REPRESENTAM DOIS DESVIOS PADRÃO.

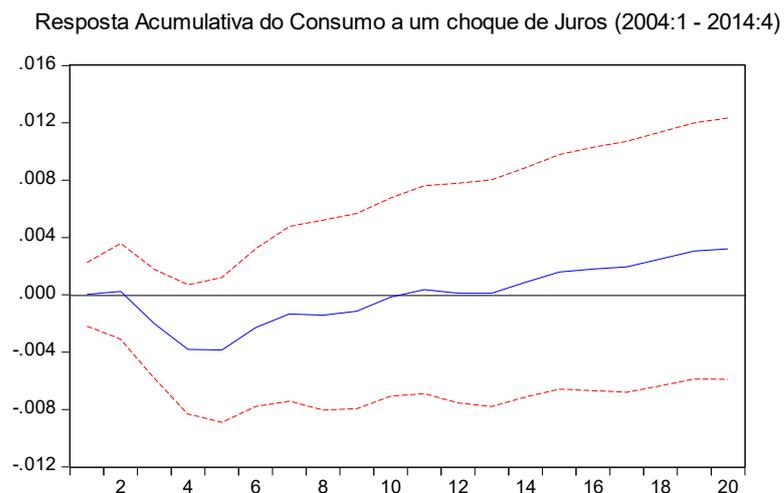


GRÁFICO 10 - REPOSTA ACUMULATIVA DO CONSUMO FINAL DAS FAMÍLIAS A UM CHOQUE TAXA DE JUROS OVER SELIC NO PERÍODO 2

FONTE: ELABORADO PELO AUTOR (2015). NOTA: AS LINHAS PONTILHADAS REPRESENTAM DOIS DESVIOS PADRÃO.

Analisando a função resposta ao impulso com a visão acumulativa das respostas (GRÁFICOS 9 e 10), percebe-se que o efeito da variação da taxa de juros no período 1 e no período 2 não seguem o mesmo padrão. Os resultados das estimativas realizadas no período 1 demonstram que, a partir do segundo trimestre, um choque inesperado de um desvio padrão na taxa de juros Over Selic causa um comportamento de tendência significativamente negativa no Consumo final das famílias ( $CO_t$ ) atingindo uma magnitude de -0,0078 no quinto semestre. A resposta negativa permanece presente nos trimestres subsequentes de forma constante no patamar de -0,0070, não apresentando resposta ou tendência positiva durante os 20 trimestres analisados. Podemos destacar ainda que do trimestre 4 até o trimestre 14, a variação menos negativa ainda é expressiva atingindo o patamar de -0,0051.

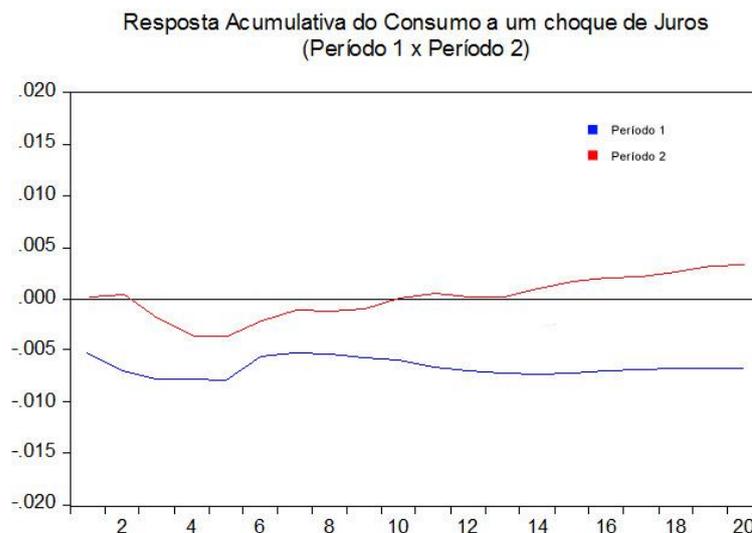


GRÁFICO 11 - RESPOSTA ACUMULATIVA DO CONSUMO A UM CHOQUE DE JUROS - PERÍODO 1 X PERÍODO 2

FONTE: ELABORADO PELO AUTOR (2015).

Em contrapartida, no período 2 o impacto da variação da taxa de juros no consumo, apesar de também ter direção negativa no segundo trimestre, tem pouca intensidade e altera sua tendência logo no período subsequente, passando a ter direção positiva. Esta tendência de reversão na resposta da variável se inicia no quinto trimestre, passa a ser efetivamente positiva no décimo trimestre e permanece de forma crescente nos períodos seguintes. Em suma, este comportamento evidencia mudança estrutural no padrão de resposta a variações da taxa de juros nos dois períodos sugerindo que choques inesperados na economia tiveram seus efeitos reduzidos ao longo dos anos, diminuindo a eficácia e o poder de ação da política monetária sobre o consumo via taxa de juros.

#### 3.4.2.2 Resposta do Crédito a um choque de Juros

Os resultados das estimativas realizadas demonstram que, no período 1, um choque inesperado de um desvio padrão na taxa de juros Over Selic gera um impacto negativo, atingindo a magnitude de -0,0011 nas Operações de crédito ao setor privado no segundo trimestre. Este comportamento é seguido por uma forte alta até o oitavo trimestre, onde apresenta um impacto positivo de 0,0006 voltando a se estabilizar após 14 trimestres. Isso demonstra que no período 1 uma ação de política monetária com variação de taxa de juros tinha eficácia na redução da oferta de crédito durante 5 trimestres.

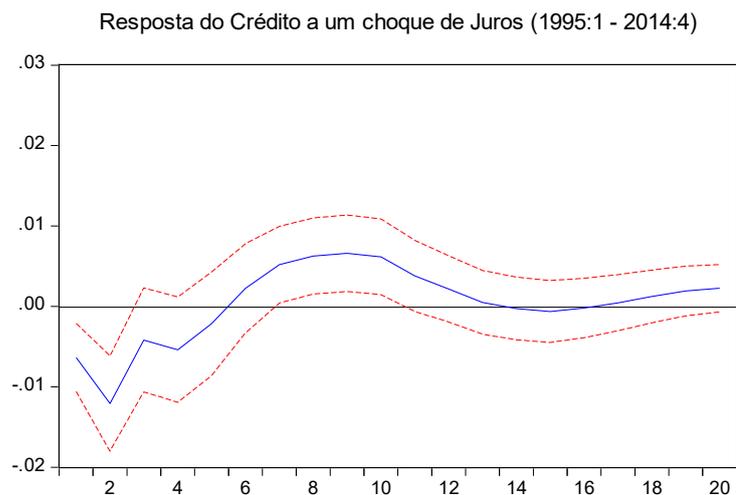


GRÁFICO 12 - REPOSTA DO CRÉDITO A UM CHOQUE TAXA DE JUROS OVER SELIC NO PERÍODO 1

FONTE: ELABORADO PELO AUTOR (2015). NOTA: AS LINHAS PONTILHADAS REPRESENTAM DOIS DESVIOS PADRÃO.

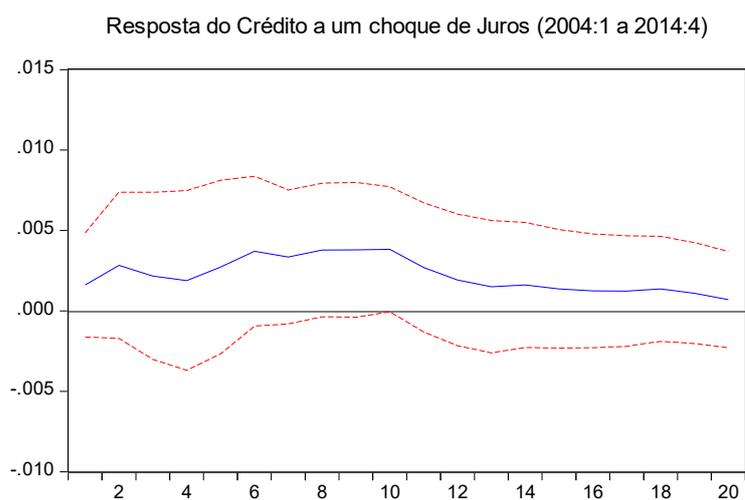


GRÁFICO 13 - REPOSTA DO CRÉDITO A UM CHOQUE TAXA DE JUROS OVER SELIC NO PERÍODO 2

FONTE: ELABORADO PELO AUTOR (2015). NOTA: AS LINHAS PONTILHADAS REPRESENTAM DOIS DESVIOS PADRÃO.

Já no período 2, o impacto no primeiro trimestre na oferta de crédito apresentou-se positivo em uma magnitude de 0,0016. Este movimento é seguido por uma alta no segundo trimestre, chegando ao patamar de 0,0028. A intensidade da variável permanece positiva e constante nos semestres subsequentes. Observa-se que após o décimo trimestre há uma redução da intensidade positiva e tendência de queda para os períodos seguintes, entretanto a resposta permanece positiva durante dos 20 trimestres estudados.

Com base nas análises apresentadas podemos afirmar que a resposta do crédito a choques inesperados de variação de taxa de juros apresenta uma quebra estrutural de comportamento no período 2 pois a direção da resposta é oposta na comparação entre os períodos. Esta mudança de padrão fica ainda mais clara ao observarmos as funções resposta impulso na visão acumulativa.

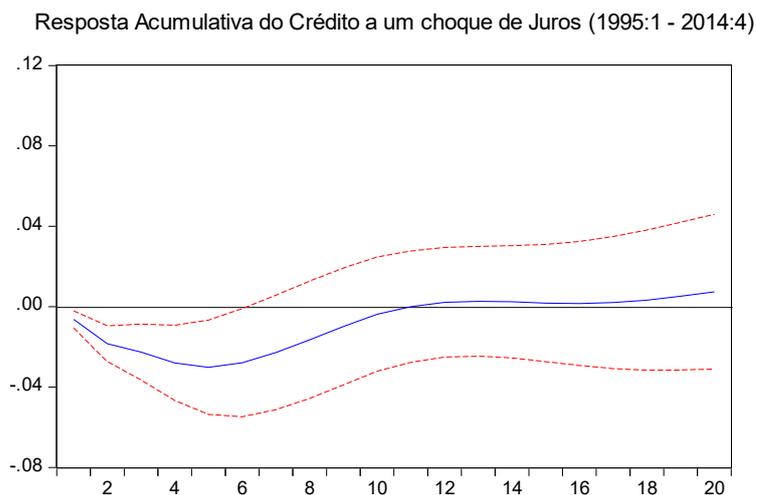


GRÁFICO 14 - REPOSTA ACUMULATIVA DO CRÉDITO A UM CHOQUE TAXA DE JUROS OVER SELIC NO PERÍODO 1

FONTE: ELABORADO PELO AUTOR (2015). NOTA: AS LINHAS PONTILHADAS REPRESENTAM DOIS DESVIOS PADRÃO.

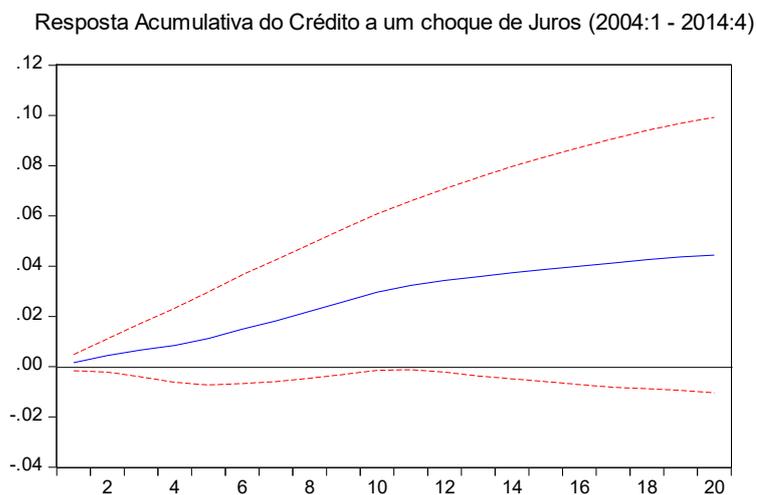


GRÁFICO 15 - REPOSTA ACUMULATIVA DO CRÉDITO A UM CHOQUE TAXA DE JUROS OVER SELIC NO PERÍODO 2

FONTE: ELABORADO PELO AUTOR (2015). NOTA: AS LINHAS PONTILHADAS REPRESENTAM DOIS DESVIOS PADRÃO.

Em complemento, analisando a função resposta ao impulso com a visão acumulativa (GRÁFICOS 14 e 15), também observa-se que o efeito da variação da

taxa de juros nos dois períodos sofreu uma mudança estrutural no padrão de resposta. Enquanto no período 1 uma variação da taxa de juros gerava um impacto negativo no crédito, chegando a -0,030 no quinto trimestre e tempo de resposta de 12 trimestres para estabilização, no período 2 a variação da taxa de juros não apresenta efeito negativo, apenas positivo e crescente com o passar dos trimestres. A perda de eficácia da taxa de juros sobre o crédito entre os dois períodos pode ser observada ao compararmos o comportamento de resposta em sobreposição (GRÁFICO 16).

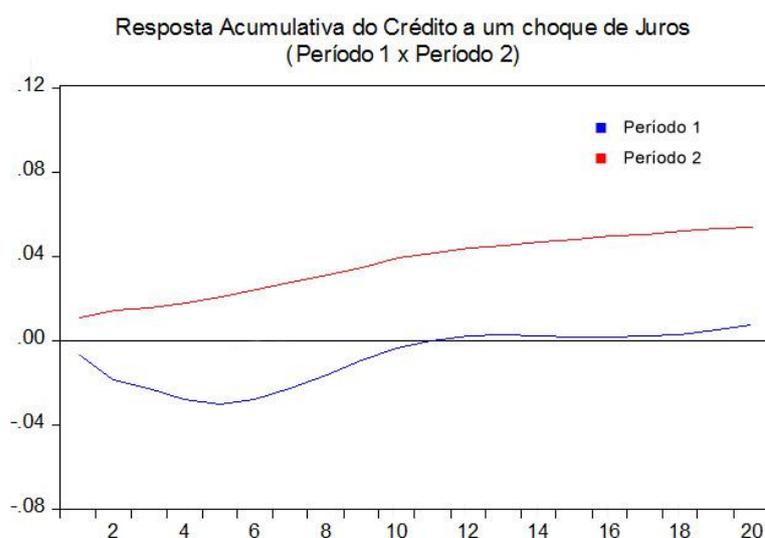


GRÁFICO 16 - RESPOSTA ACUMULATIVA DO CRÉDITO A UM CHOQUE DE JUROS - PERÍODO 1 X PERÍODO 2

FONTE: ELABORADO PELO AUTOR (2015).

Em suma, tais resultados sugerem que a oferta de crédito na economia brasileira tem respondido de forma diferente a choques de taxa de juros quando observamos o período 1 em comparação ao período 2. Demonstra-se que a eficácia da política monetária via taxa de juros teve seu efeito reduzido ao longo dos últimos anos a ponto de apresentar um efeito positivo contrário a expectativa padrão da teoria que prevê a queda nesta situação. O tempo de resposta para uma política monetária via taxa de juros no período 1 é de 2 trimestres e o impacto é negativo, já no período 2 o impacto é positivo desde o início e permanece assim durante os trimestres seguintes.

### 3.5 Considerações Finais

O objetivo geral deste capítulo foi analisar como os mecanismos de transmissão da política monetária reagiram diante das transformações pelas quais passou a economia brasileira após a adoção do regime de metas de inflação em 1999 e posterior incentivo ao crédito e consumo iniciados pelo governo a partir de 2004.

A mudança no padrão de resposta do crédito e do consumo reflete uma escolha de política de crescimento adotada no período 2 e, possivelmente, essa política contrabalançou o efeito da política de juros considerando as mudanças na resposta do consumo e do crédito aos choques nos juros na economia. Ao analisarmos o comparativo entre o período 1 e o período 2, identificamos uma possível quebra estrutural no comportamento das séries analisadas dado choque na taxa de juros uma vez que amplitude, direção, tempo de resposta e intensidade das variáveis analisadas apresentaram mudança de comportamento.

## 4 CONCLUSÕES

Este trabalho investigou a seguinte hipótese: se as alterações na orientação de política econômica sofridas a partir de 2004 alteraram o funcionamento dos mecanismos de transmissão da política monetária o suficiente para que as respostas das variáveis econômicas em relação aos choques de variação da taxa de juros básica apresentassem mudança estrutural em seu comportamento.

Para analisar esta hipótese, iniciou-se, no primeiro capítulo, uma revisão teórica das contribuições das diferentes correntes de pensamento macroeconômico sobre os mecanismos de transmissão de política monetária, partindo da discussão clássica, para as contribuições do modelo IS-LM, monetaristas, novos-clássicos e finalizando com as abordagens dos novo-keynesianos e pós-keynesianos. A partir desta revisão, para fins acadêmicos de análise, escolhemos como base a abordagem Keynesiana da política monetária sobre o mecanismo de transmissão via canal de taxa de juros.

No segundo capítulo, abordamos a estrutura da política monetária via canal de juros. Apresentamos a estrutura do Sistema Financeiro Nacional (SFN), o funcionamento do mercado monetário no Brasil e o processo de determinação da taxa de juros básica da economia (SELIC). Com isso, em complemento à análise teórica, construímos a base de referência para a fundamentação da análise empírica, justificamos as escolhas das variáveis que compõem o modelo, e apresentamos a lógica econômica que motiva as conclusões subsequentes.

Por fim, partiu-se para análise empírica, com a aplicação de modelos VAR e análise de função resposta impulso com objetivo de analisar o comportamento das variáveis crédito e consumo dado choque de juros em face das mudanças conjunturais de políticas de estabilização após 2004. Os resultados obtidos sugerem mudança de comportamento da economia e, por consequência, da eficácia dos mecanismos de transmissão de política monetária via taxa de juros. Chegamos a esta constatação com base na quebra estrutural identificada na série do crédito e na redução da eficácia da série consumo provocadas pela política econômica adotada a partir de 2004, onde

observou-se a implementação contemporânea de duas políticas monetárias concorrentes entre si: controle via taxa de juros e incentivo ao crédito.

Os resultados da estimação dos modelos VAR, estimados para o período integral (1995 a 2014) e para o período pós 2004 (2004 a 2014), indicaram que as variáveis crédito e consumo sofreram alterações importantes em seus comportamentos de resposta à alteração de taxa de juros. Com relação a variável consumo, observa-se que a intensidade da reação da variável dado choque de taxa de juros sofreu uma redução mas não o suficiente para invalidar a eficácia da política monetária. Por outro lado, analisando a variável crédito, constata-se a relação empírica de que pós 2004 houve expansão do crédito paralelamente a utilização de política de taxa de juros uma vez que a resposta desta variável torna-se positiva mesmo em face a um aumento da taxa de juros, comportamento teoricamente inverso ao esperado para a variável.

A conclusão é que a política monetária perdeu eficácia para determinar o comportamento das variáveis crédito e consumo, confirmando a hipótese levantada inicialmente. A política de incentivo ao crédito iniciada pós 2004 afetou os mecanismos de transmissão do canal taxa de juros, fazendo com que a eficácia deste canal como ferramenta de política monetária tivesse fosse reduzida para a variável consumo e anulada para a variável crédito.

Por fim, estudos mais aprofundados podem abranger algumas das limitações presentes neste trabalho como a análise de sensibilidade do papel do câmbio como fator exógeno ou endógeno na economia, o papel do spread bancário como variável explicativa do crédito, o pequeno horizonte histórico de base de dados disponível para análises econométricas e a evolução da política econômica no Brasil nos últimos anos. Além disso, outras variáveis não consideradas podem afetar a análise de eficácia do canal da taxa de juros. O processo acelerado de transformações vivido pela economia Brasileira nos últimos anos abre uma variedade de caminhos para pesquisas futuras a serem trilhadas com base na discussão desenvolvida neste trabalho. Neste sentido, o trabalho contribui para avançar na discussão sobre os mecanismos de transmissão de política monetária na economia brasileira.

## REFERÊNCIAS

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Disponível em <<http://www.ipeadata.gov.br/>>  
Acesso em: 01/03/2015

BUENO, R. L. S. **Econometria de Séries Temporais**. 2ª ed. São Paulo: Cengage Learning, 2011.

GERTLER, M. Financial structure and aggregate economic activity: an overview. **Journal of Money, Credit and Banking**. Vol. 20, n 3, p. 559-588, 1988.

GUJARARI, D. N. **Econometria Básica**. 5ª ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006.

IPEADATA. Disponível em < <http://www.bcb.gov.br/> > Acesso em: 01/03/2015

LOPES, L. M.; VASCONCELLOS, S. **Manual de macroeconomia: nível básico e nível intermediário**. 3ª ed. 2ª reimpr. São Paulo: Atlas, 2009.

MISHKIN, F. S. Symposium on the monetary transmission mechanism. **The Journal of Economic Perspectives**. vol. 9, n. 4, p. 1-10, 1995.

MODIGLIANI, F. Monetary Policy and Consumption. In **Consumer, Spending and Monetary Policy: The Linkages**. Boston: Federal Reserve Bank, 1971. pp 9-84.

FROYEN, R. T. **Macroeconomia**. 5ª ed. São Paulo: Editora Saraiva, 1999.

FONSECA, M. W.; **Mecanismos de Transmissão da Política Monetária no Brasil, Uma Análise Pós-Regime de Metas de Inflação**. Curitiba, 2008.

FRIEDMAN, M The role of monetary policy. **American Economic Review**, vol 58, n.1, p. 1-17, 1968.

KEYNES, J.M. **A Teoria Geral do Emprego, do Juro e da Moeda**. São Paulo: Nova Cultural, Coleção “Os Economistas”, 1985.

NETO, A. A. **Mercado Financeiro**. 9ª ed. São Paulo: Atlas, 2009.

## ANEXOS

### ANEXO A – TESTES DE ESTACIONARIEDADE DAS SÉRIES DICKEY-FULLER AUMENTADO

TABELA 4 - TESTE RAIZ UNITÁRIA – INFLAÇÃO – NÍVEL, INTERCEPTO, CRITÉRIO DE SCHWARZ

Null Hypothesis: I has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.233697	0.0011
Test critical values:		
1% level	-3.517847	
5% level	-2.899619	
10% level	-2.587134	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(I)

Method: Least Squares

Date: 05/16/15 Time: 16:56

Sample (adjusted): 1995Q4 2014Q4

Included observations: 77 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
I(-1)	-0.476852	0.112633	-4.233697	0.0001
D(I(-1))	-0.010996	0.104765	-0.104954	0.9167
D(I(-2))	-0.203569	0.097912	-2.079105	0.0411
C	0.245400	0.072161	3.400745	0.0011
R-squared	0.339217	Mean dependent var		-0.011429
Adjusted R-squared	0.312061	S.D. dependent var		0.368684
S.E. of regression	0.305795	Akaike info criterion		0.518743
Sum squared resid	6.826251	Schwarz criterion		0.640499
Log likelihood	-15.97162	Hannan-Quinn criter.		0.567445
F-statistic	12.49164	Durbin-Watson stat		1.975096
Prob(F-statistic)	0.000001			

FONTE: ELABORADO PELO AUTOR COM BASE NO E-VIEWS 7 (2015).

TABELA 5 - TESTE RAIZ UNITÁRIA – INFLAÇÃO – 1ª DEFASAGEM, INTERCEPTO, CRITÉRIO DE SCHWARZ

Null Hypothesis: D(I) has a unit root  
 Exogenous: Constant  
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.07303	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.517847	
5% level	-2.899619	
10% level	-2.587134	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(I,2)  
 Method: Least Squares  
 Date: 05/16/15 Time: 16:58  
 Sample (adjusted): 1995Q4 2014Q4  
 Included observations: 77 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(I(-1))	-1.585339	0.157385	-10.07303	0.0000
D(I(-1),2)	0.373602	0.098982	3.774462	0.0003
C	-0.021811	0.038775	-0.562509	0.5755
R-squared	0.652297	Mean dependent var		0.016753
Adjusted R-squared	0.642899	S.D. dependent var		0.567229
S.E. of regression	0.338964	Akaike info criterion		0.712336
Sum squared resid	8.502347	Schwarz criterion		0.803653
Log likelihood	-24.42493	Hannan-Quinn criter.		0.748862
F-statistic	69.41260	Durbin-Watson stat		2.112530
Prob(F-statistic)	0.000000			

FONTE: ELABORADO PELO AUTOR COM BASE NO E-VIEWS 7 (2015).

TABELA 6 - TESTE RAIZ UNITÁRIA – INFLAÇÃO – NÍVEL, INTERCEPTO E TENDÊNCIA, CRITÉRIO DE SCHWARZ

Null Hypothesis: I has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.111486	0.0092
Test critical values:		
1% level	-4.081666	
5% level	-3.469235	
10% level	-3.161518	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(I)  
 Method: Least Squares  
 Date: 05/16/15 Time: 16:59  
 Sample (adjusted): 1995Q4 2014Q4  
 Included observations: 77 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
I(-1)	-0.495758	0.120579	-4.111486	0.0001
D(I(-1))	0.001861	0.109035	0.017067	0.9864
D(I(-2))	-0.193982	0.100660	-1.927103	0.0579
C	0.287801	0.117841	2.442294	0.0171
@TREND(1995Q1)	-0.000772	0.001690	-0.456641	0.6493
R-squared	0.341125	Mean dependent var		-0.011429
Adjusted R-squared	0.304521	S.D. dependent var		0.368684
S.E. of regression	0.307466	Akaike info criterion		0.541825
Sum squared resid	6.806538	Schwarz criterion		0.694021
Log likelihood	-15.86028	Hannan-Quinn criter.		0.602702
F-statistic	9.319286	Durbin-Watson stat		1.966483
Prob(F-statistic)	0.000004			

FONTE: ELABORADO PELO AUTOR COM BASE NO E-VIEWS 7 (2015).

TABELA 7 - TESTE RAIZ UNITÁRIA – INFLAÇÃO – 1ª DEFASAGEM, INTERCEPTO E TENDÊNCIA, CRITÉRIO DE SCHWARZ

Null Hypothesis: D(I) has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.10288	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.081666	
5% level	-3.469235	
10% level	-3.161518	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(I,2)  
 Method: Least Squares  
 Date: 05/16/15 Time: 17:00  
 Sample (adjusted): 1995Q4 2014Q4  
 Included observations: 77 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(I(-1))	-1.601533	0.158522	-10.10288	0.0000
D(I(-1),2)	0.379552	0.099293	3.822554	0.0003
C	-0.088337	0.081969	-1.077683	0.2847
@TREND(1995Q1)	0.001614	0.001751	0.921448	0.3599
R-squared	0.656294	Mean dependent var		0.016753
Adjusted R-squared	0.642170	S.D. dependent var		0.567229
S.E. of regression	0.339310	Akaike info criterion		0.726746
Sum squared resid	8.404593	Schwarz criterion		0.848502
Log likelihood	-23.97972	Hannan-Quinn criter.		0.775447
F-statistic	46.46371	Durbin-Watson stat		2.120311
Prob(F-statistic)	0.000000			

FONTE: ELABORADO PELO AUTOR COM BASE NO E-VIEWS 7 (2015).

TABELA 8 - TESTE RAIZ UNITÁRIA – JUROS – NÍVEL, INTERCEPTO, CRITÉRIO DE SCHWARZ

Null Hypothesis: J has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.886791	0.0033
Test critical values:		
1% level	-3.517847	
5% level	-2.899619	
10% level	-2.587134	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(J)

Method: Least Squares

Date: 05/16/15 Time: 17:02

Sample (adjusted): 1995Q4 2014Q4

Included observations: 77 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
J(-1)	-0.139915	0.035998	-3.886791	0.0002
D(J(-1))	0.392554	0.091300	4.299620	0.0001
D(J(-2))	-0.384353	0.087827	-4.376246	0.0000
C	0.154009	0.052669	2.924117	0.0046
R-squared	0.434083	Mean dependent var		-0.036494
Adjusted R-squared	0.410826	S.D. dependent var		0.239834
S.E. of regression	0.184091	Akaike info criterion		-0.496222
Sum squared resid	2.473936	Schwarz criterion		-0.374466
Log likelihood	23.10454	Hannan-Quinn criter.		-0.447520
F-statistic	18.66473	Durbin-Watson stat		1.884949
Prob(F-statistic)	0.000000			

FONTE: ELABORADO PELO AUTOR COM BASE NO E-VIEWS 7 (2015).

TABELA 9 - TESTE RAIZ UNITÁRIA – JUROS – 1ª DIFERENÇA, INTERCEPTO, CRITÉRIO DE SCHWARZ

Null Hypothesis: D(J) has a unit root  
 Exogenous: Constant  
 Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.250319	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.519050	
5% level	-2.900137	
10% level	-2.587409	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(J,2)  
 Method: Least Squares  
 Date: 05/16/15 Time: 17:03  
 Sample (adjusted): 1996Q1 2014Q4  
 Included observations: 76 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(J(-1))	-0.840891	0.160160	-5.250319	0.0000
D(J(-1),2)	0.309728	0.114259	2.710761	0.0084
D(J(-2),2)	-0.125599	0.105489	-1.190634	0.2377
C	-0.023242	0.023393	-0.993560	0.3238
R-squared	0.512476	Mean dependent var		0.010921
Adjusted R-squared	0.492162	S.D. dependent var		0.276469
S.E. of regression	0.197019	Akaike info criterion		-0.359833
Sum squared resid	2.794798	Schwarz criterion		-0.237163
Log likelihood	17.67367	Hannan-Quinn criter.		-0.310808
F-statistic	25.22834	Durbin-Watson stat		2.064035
Prob(F-statistic)	0.000000			

FONTE: ELABORADO PELO AUTOR COM BASE NO E-VIEWS 7 (2015).

TABELA 10 - TESTE RAIZ UNITÁRIA – JUROS – NÍVEL, INTERCEPTO E TENDÊNCIA, CRITÉRIO DE SCHWARZ

Null Hypothesis: J has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag Length: 4 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.715019	0.0015
Test critical values:		
1% level	-4.085092	
5% level	-3.470851	
10% level	-3.162458	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(J)  
 Method: Least Squares  
 Date: 05/16/15 Time: 17:05  
 Sample (adjusted): 1996Q2 2014Q4  
 Included observations: 75 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
J(-1)	-0.427573	0.090683	-4.715019	0.0000
D(J(-1))	0.533242	0.106156	5.023189	0.0000
D(J(-2))	-0.236218	0.120273	-1.964017	0.0536
D(J(-3))	0.135284	0.104607	1.293258	0.2003
D(J(-4))	0.155744	0.097317	1.600384	0.1141
C	0.906098	0.209113	4.333064	0.0000
@TREND(1995Q1)	-0.008504	0.002200	-3.866483	0.0002
R-squared	0.442605	Mean dependent var		-0.019467
Adjusted R-squared	0.393423	S.D. dependent var		0.217243
S.E. of regression	0.169195	Akaike info criterion		-0.626842
Sum squared resid	1.946635	Schwarz criterion		-0.410543
Log likelihood	30.50659	Hannan-Quinn criter.		-0.540477
F-statistic	8.999343	Durbin-Watson stat		2.015661
Prob(F-statistic)	0.000000			

FONTE: ELABORADO PELO AUTOR COM BASE NO E-VIEWS 7 (2015).

TABELA 11 - TESTE RAIZ UNITÁRIA – JUROS – 1ª DIFERENÇA, INTERCEPTO E TENDÊNCIA, CRITÉRIO DE SCHWARZ

Null Hypothesis: D(J) has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.371809	0.0002
Test critical values:		
1% level	-4.083355	
5% level	-3.470032	
10% level	-3.161982	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(J,2)  
 Method: Least Squares  
 Date: 05/16/15 Time: 17:06  
 Sample (adjusted): 1996Q1 2014Q4  
 Included observations: 76 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(J(-1))	-0.898147	0.167196	-5.371809	0.0000
D(J(-1),2)	0.340693	0.117055	2.910540	0.0048
D(J(-2),2)	-0.103737	0.106902	-0.970392	0.3351
C	-0.077377	0.052103	-1.485069	0.1420
@TREND(1995Q1)	0.001252	0.001077	1.162059	0.2491
R-squared	0.521575	Mean dependent var		0.010921
Adjusted R-squared	0.494622	S.D. dependent var		0.276469
S.E. of regression	0.196542	Akaike info criterion		-0.352358
Sum squared resid	2.742634	Schwarz criterion		-0.199021
Log likelihood	18.38962	Hannan-Quinn criter.		-0.291077
F-statistic	19.35093	Durbin-Watson stat		2.044800
Prob(F-statistic)	0.000000			

FONTE: ELABORADO PELO AUTOR COM BASE NO E-VIEWS 7 (2015).

TABELA 12 - TESTE RAIZ UNITÁRIA – CRÉDITO – LOG, NÍVEL, INTERCEPTO, CRITÉRIO DE SCHWARZ

Null Hypothesis: LOGCR has a unit root  
 Exogenous: Constant  
 Lag Length: 5 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.080018	0.0324
Test critical values:		
1% level	-3.521579	
5% level	-2.901217	
10% level	-2.587981	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(LOGCR)  
 Method: Least Squares  
 Date: 05/16/15 Time: 17:07  
 Sample (adjusted): 1996Q3 2014Q4  
 Included observations: 74 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGCR(-1)	-0.007227	0.002346	-3.080018	0.0030
D(LOGCR(-1))	0.578527	0.110698	5.226196	0.0000
D(LOGCR(-2))	0.143777	0.129169	1.113096	0.2696
D(LOGCR(-3))	-0.071887	0.128532	-0.559293	0.5778
D(LOGCR(-4))	0.053027	0.126455	0.419340	0.6763
D(LOGCR(-5))	-0.349823	0.104351	-3.352381	0.0013
C	0.120110	0.030200	3.977121	0.0002
R-squared	0.698697	Mean dependent var		0.052034
Adjusted R-squared	0.671714	S.D. dependent var		0.037984
S.E. of regression	0.021763	Akaike info criterion		-4.727366
Sum squared resid	0.031734	Schwarz criterion		-4.509414
Log likelihood	181.9125	Hannan-Quinn criter.		-4.640422
F-statistic	25.89454	Durbin-Watson stat		1.556806
Prob(F-statistic)	0.000000			

FONTE: ELABORADO PELO AUTOR COM BASE NO E-VIEWS 7 (2015).

TABELA 13 - TESTE RAIZ UNITÁRIA – CRÉDITO – LOG, 1ª DIFERENÇA, INTERCEPTO, CRITÉRIO DE SCHWARZ

Null Hypothesis: D(LOGCR) has a unit root  
 Exogenous: Constant  
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.244600	0.0211
Test critical values:		
1% level	-3.516676	
5% level	-2.899115	
10% level	-2.586866	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(LOGCR,2)  
 Method: Least Squares  
 Date: 05/16/15 Time: 17:07  
 Sample (adjusted): 1995Q3 2014Q4  
 Included observations: 78 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGCR(-1))	-0.247513	0.076285	-3.244600	0.0017
C	0.011944	0.004795	2.490628	0.0149
R-squared	0.121666	Mean dependent var		-0.000320
Adjusted R-squared	0.110109	S.D. dependent var		0.027631
S.E. of regression	0.026065	Akaike info criterion		-4.431122
Sum squared resid	0.051634	Schwarz criterion		-4.370694
Log likelihood	174.8138	Hannan-Quinn criter.		-4.406932
F-statistic	10.52743	Durbin-Watson stat		1.852720
Prob(F-statistic)	0.001749			

FONTE: ELABORADO PELO AUTOR COM BASE NO E-VIEWS 7 (2015).

TABELA 14 - TESTE RAIZ UNITÁRIA – CRÉDITO – LOG, NÍVEL, INTERCEPTO E TENDÊNCIA, CRITÉRIO DE SCHWARZ

Null Hypothesis: LOGCR has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag Length: 5 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.079169	0.9965
Test critical values:		
1% level	-4.086877	
5% level	-3.471693	
10% level	-3.162948	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(LOGCR)  
 Method: Least Squares  
 Date: 05/16/15 Time: 17:08  
 Sample (adjusted): 1996Q3 2014Q4  
 Included observations: 74 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGCR(-1)	0.002185	0.027605	0.079169	0.9371
D(LOGCR(-1))	0.572643	0.112753	5.078734	0.0000
D(LOGCR(-2))	0.140231	0.130441	1.075053	0.2863
D(LOGCR(-3))	-0.075079	0.129723	-0.578763	0.5647
D(LOGCR(-4))	0.046668	0.128645	0.362763	0.7179
D(LOGCR(-5))	-0.364274	0.113215	-3.217544	0.0020
C	0.031284	0.261336	0.119709	0.9051
@TREND(1995Q1)	-0.000521	0.001523	-0.342214	0.7333
R-squared	0.699230	Mean dependent var		0.052034
Adjusted R-squared	0.667330	S.D. dependent var		0.037984
S.E. of regression	0.021908	Akaike info criterion		-4.702112
Sum squared resid	0.031678	Schwarz criterion		-4.453024
Log likelihood	181.9781	Hannan-Quinn criter.		-4.602748
F-statistic	21.91957	Durbin-Watson stat		1.561736
Prob(F-statistic)	0.000000			

FONTE: ELABORADO PELO AUTOR COM BASE NO E-VIEWS 7 (2015).

TABELA 15 - TESTE RAIZ UNITÁRIA – CRÉDITO – LOG, 1ª DIFERENÇA, INTERCEPTO E TENDÊNCIA, CRITÉRIO DE SCHWARZ

Null Hypothesis: D(LOGCR) has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag Length: 4 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.540598	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.086877	
5% level	-3.471693	
10% level	-3.162948	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(LOGCR,2)  
 Method: Least Squares  
 Date: 05/16/15 Time: 17:08  
 Sample (adjusted): 1996Q3 2014Q4  
 Included observations: 74 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGCR(-1))	-0.672315	0.102791	-6.540598	0.0000
D(LOGCR(-1),2)	0.246140	0.105854	2.325275	0.0231
D(LOGCR(-2),2)	0.387146	0.101229	3.824446	0.0003
D(LOGCR(-3),2)	0.312860	0.107978	2.897445	0.0051
D(LOGCR(-4),2)	0.361037	0.104787	3.445439	0.0010
C	0.051961	0.009329	5.569627	0.0000
@TREND(1995Q1)	-0.000401	0.000129	-3.100799	0.0028
R-squared	0.409756	Mean dependent var		0.000185
Adjusted R-squared	0.356898	S.D. dependent var		0.027116
S.E. of regression	0.021745	Akaike info criterion		-4.729044
Sum squared resid	0.031681	Schwarz criterion		-4.511092
Log likelihood	181.9746	Hannan-Quinn criter.		-4.642100
F-statistic	7.752058	Durbin-Watson stat		1.560626
Prob(F-statistic)	0.000002			

FONTE: ELABORADO PELO AUTOR COM BASE NO E-VIEWS 7 (2015).

TABELA 16 - TESTE RAIZ UNITÁRIA – CONSUMO – LOG, NÍVEL, INTERCEPTO, CRITÉRIO DE SCHWARZ

Null Hypothesis: LOGCO has a unit root  
 Exogenous: Constant  
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.944219	0.9956
Test critical values:		
1% level	-3.515536	
5% level	-2.898623	
10% level	-2.586605	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(LOGCO)  
 Method: Least Squares  
 Date: 05/16/15 Time: 17:09  
 Sample (adjusted): 1995Q2 2014Q4  
 Included observations: 79 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGCO(-1)	0.007598	0.008046	0.944219	0.3480
C	-0.029991	0.039062	-0.767781	0.4450
R-squared	0.011446	Mean dependent var		0.006863
Adjusted R-squared	-0.001392	S.D. dependent var		0.013853
S.E. of regression	0.013862	Akaike info criterion		-5.694286
Sum squared resid	0.014797	Schwarz criterion		-5.634300
Log likelihood	226.9243	Hannan-Quinn criter.		-5.670254
F-statistic	0.891549	Durbin-Watson stat		1.510174
Prob(F-statistic)	0.348011			

FONTE: ELABORADO PELO AUTOR COM BASE NO E-VIEWS 7 (2015).

TABELA 17 - TESTE RAIZ UNITÁRIA – CONSUMO – LOG, 1ª DIFERENÇA, INTERCEPTO, CRITÉRIO DE SCHWARZ

Null Hypothesis: D(LOGCO) has a unit root  
 Exogenous: Constant  
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.476246	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.516676	
5% level	-2.899115	
10% level	-2.586866	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(LOGCO,2)  
 Method: Least Squares  
 Date: 05/16/15 Time: 17:10  
 Sample (adjusted): 1995Q3 2014Q4  
 Included observations: 78 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGCO(-1))	-0.793256	0.106104	-7.476246	0.0000
C	0.005930	0.001642	3.610341	0.0005
R-squared	0.423781	Mean dependent var		0.000416
Adjusted R-squared	0.416199	S.D. dependent var		0.016962
S.E. of regression	0.012960	Akaike info criterion		-5.828524
Sum squared resid	0.012766	Schwarz criterion		-5.768095
Log likelihood	229.3124	Hannan-Quinn criter.		-5.804333
F-statistic	55.89425	Durbin-Watson stat		2.080480
Prob(F-statistic)	0.000000			

FONTE: ELABORADO PELO AUTOR COM BASE NO E-VIEWS 7 (2015).

TABELA 18 - TESTE RAIZ UNITÁRIA – CONSUMO – LOG, NÍVEL, INTERCEPTO E TENDÊNCIA, CRITÉRIO DE SCHWARZ

Null Hypothesis: LOGCO has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.293987	0.4320
Test critical values:		
1% level	-4.078420	
5% level	-3.467703	
10% level	-3.160627	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(LOGCO)  
 Method: Least Squares  
 Date: 05/16/15 Time: 17:10  
 Sample (adjusted): 1995Q2 2014Q4  
 Included observations: 79 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGCO(-1)	-0.069944	0.030490	-2.293987	0.0246
C	0.318883	0.137908	2.312294	0.0235
@TREND(1995Q1)	0.000682	0.000259	2.629628	0.0103
R-squared	0.093890	Mean dependent var		0.006863
Adjusted R-squared	0.070044	S.D. dependent var		0.013853
S.E. of regression	0.013359	Akaike info criterion		-5.756051
Sum squared resid	0.013563	Schwarz criterion		-5.666072
Log likelihood	230.3640	Hannan-Quinn criter.		-5.720003
F-statistic	3.937490	Durbin-Watson stat		1.517084
Prob(F-statistic)	0.023598			

FONTE: ELABORADO PELO AUTOR COM BASE NO E-VIEWS 7 (2015).

TABELA 19 - TESTE RAIZ UNITÁRIA – CONSUMO – LOG, 1ª DIFERENÇA, INTERCEPTO E TENDÊNCIA, CRITÉRIO DE SCHWARZ

Null Hypothesis: D(LOGCO) has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.456343	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.080021	
5% level	-3.468459	
10% level	-3.161067	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(LOGCO,2)  
 Method: Least Squares  
 Date: 05/16/15 Time: 17:11  
 Sample (adjusted): 1995Q3 2014Q4  
 Included observations: 78 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGCO(-1))	-0.808492	0.108430	-7.456343	0.0000
C	0.004054	0.003039	1.334272	0.1862
@TREND(1995Q1)	4.89E-05	6.66E-05	0.734343	0.4650
R-squared	0.427894	Mean dependent var		0.000416
Adjusted R-squared	0.412638	S.D. dependent var		0.016962
S.E. of regression	0.013000	Akaike info criterion		-5.810047
Sum squared resid	0.012675	Schwarz criterion		-5.719404
Log likelihood	229.5918	Hannan-Quinn criter.		-5.773761
F-statistic	28.04733	Durbin-Watson stat		2.064341
Prob(F-statistic)	0.000000			

FONTE: ELABORADO PELO AUTOR COM BASE NO E-VIEWS 7 (2015).

TABELA 20 - TESTE RAIZ UNITÁRIA – CAMBIO NOMINAL – NÍVEL, INTERCEPTO, CRITÉRIO DE SCHWARZ

Null Hypothesis: LOGCN has a unit root  
 Exogenous: Constant  
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.079443	0.2534
Test critical values:		
1% level	-3.515536	
5% level	-2.898623	
10% level	-2.586605	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(LOGCN)  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/09/15 Time: 23:14  
 Sample (adjusted): 1995Q2 2014Q4  
 Included observations: 79 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGCN(-1)	-0.054062	0.025998	-2.079443	0.0409
C	0.047118	0.018406	2.559891	0.0124
R-squared	0.053171	Mean dependent var		0.013742
Adjusted R-squared	0.040875	S.D. dependent var		0.081767
S.E. of regression	0.080078	Akaike info criterion		-2.186641
Sum squared resid	0.493761	Schwarz criterion		-2.126655
Log likelihood	88.37232	Hannan-Quinn criter.		-2.162609
F-statistic	4.324083	Durbin-Watson stat		1.583737
Prob(F-statistic)	0.040905			

FONTE: ELABORADO PELO AUTOR COM BASE NO E-VIEWS 7 (2015).

TABELA 21 - TESTE RAIZ UNITÁRIA – CAMBIO NOMINAL – 1ª DIFERENÇA, INTERCEPTO, CRITÉRIO DE SCHWARZ

Null Hypothesis: D(LOGCN) has a unit root  
 Exogenous: Constant  
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.040056	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.516676	
5% level	-2.899115	
10% level	-2.586866	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(LOGCN,2)  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/09/15 Time: 23:15  
 Sample (adjusted): 1995Q3 2014Q4  
 Included observations: 78 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGCN(-1))	-0.797708	0.113310	-7.040056	0.0000
C	0.010720	0.009283	1.154756	0.2518
R-squared	0.394723	Mean dependent var		0.000778
Adjusted R-squared	0.386759	S.D. dependent var		0.103475
S.E. of regression	0.081031	Akaike info criterion		-2.162672
Sum squared resid	0.499013	Schwarz criterion		-2.102244
Log likelihood	86.34422	Hannan-Quinn criter.		-2.138482
F-statistic	49.56239	Durbin-Watson stat		1.937472
Prob(F-statistic)	0.000000			

FONTE: ELABORADO PELO AUTOR COM BASE NO E-VIEWS 7 (2015).

TABELA 22 - TESTE RAIZ UNITÁRIA – CAMBIO NOMINAL – NÍVEL, INTERCEPTO E TENDÊNCIA, CRITÉRIO DE SCHWARZ

Null Hypothesis: LOGCN has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.737925	0.7250
Test critical values:		
1% level	-4.078420	
5% level	-3.467703	
10% level	-3.160627	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(LOGCN)  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/09/15 Time: 23:17  
 Sample (adjusted): 1995Q2 2014Q4  
 Included observations: 79 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGCN(-1)	-0.052334	0.030113	-1.737925	0.0863
C	0.048174	0.020642	2.333833	0.0222
@TREND(1995Q1)	-5.31E-05	0.000458	-0.115956	0.9080
R-squared	0.053338	Mean dependent var		0.013742
Adjusted R-squared	0.028426	S.D. dependent var		0.081767
S.E. of regression	0.080596	Akaike info criterion		-2.161501
Sum squared resid	0.493674	Schwarz criterion		-2.071522
Log likelihood	88.37931	Hannan-Quinn criter.		-2.125453
F-statistic	2.141064	Durbin-Watson stat		1.586698
Prob(F-statistic)	0.124566			

FONTE: ELABORADO PELO AUTOR COM BASE NO E-VIEWS 7 (2015).

TABELA 23 - TESTE RAIZ UNITÁRIA – CAMBIO NOMINAL – 1ª DIFERENÇA, INTERCEPTO E TENDÊNCIA, CRITÉRIO DE SCHWARZ

Null Hypothesis: D(LOGCN) has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.055206	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.080021	
5% level	-3.468459	
10% level	-3.161067	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(LOGCN,2)  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/09/15 Time: 23:17  
 Sample (adjusted): 1995Q3 2014Q4  
 Included observations: 78 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGCN(-1))	-0.811604	0.115036	-7.055206	0.0000
C	0.023804	0.019364	1.229294	0.2228
@TREND(1995Q1)	-0.000319	0.000414	-0.770572	0.4434
R-squared	0.399478	Mean dependent var		0.000778
Adjusted R-squared	0.383464	S.D. dependent var		0.103475
S.E. of regression	0.081248	Akaike info criterion		-2.144917
Sum squared resid	0.495094	Schwarz criterion		-2.054274
Log likelihood	86.65177	Hannan-Quinn criter.		-2.108631
F-statistic	24.94563	Durbin-Watson stat		1.928835
Prob(F-statistic)	0.000000			

FONTE: ELABORADO PELO AUTOR COM BASE NO E-VIEWS 7 (2015).

ANEXO B – Base de dados

TABELA 24 - BASE DE DADOS UTILIZADA PARA O CÁLCULO DO MODELO VAR

Ano	Trimestre	Taxa de juros	Consumo final	Operações de Crédito	Câmbio Nominal
1994	4T	3.830658	99.06	15516	0.85
1995	1T	3.629854667	103.39	16477	0.84
1995	2T	4.180936333	100.09	17183	0.89
1995	3T	3.729215667	97.63	16992	0.91
1995	4T	2.914946667	98.85	16604	0.9
1996	1T	2.382928	98.47	16942	0.91
1996	2T	2.019359333	100.79	16998	0.93
1996	3T	1.933512333	104.40	18973	0.94
1996	4T	1.822409667	109.28	22200	0.95
1997	1T	1.681951	106.13	25998	0.96
1997	2T	1.616981333	106.81	28883	0.96
1997	3T	1.593326667	106.56	33270	0.97
1997	4T	2.562911667	106.02	35464	0.97
1998	1T	2.333498333	105.62	35779	0.98
1998	2T	1.646381667	105.69	36617	0.99
1998	3T	1.889186	106.63	37025	0.99
1998	4T	2.658197	104.63	36271	1
1999	1T	2.630394333	104.68	36378	1
1999	2T	2.014379	105.08	36655	1.01
1999	3T	1.571461667	106.53	39142	1.01
1999	4T	1.456674667	108.00	41531	1.02
2000	1T	1.451963333	107.95	43735	1.03
2000	2T	1.393756	109.61	48667	1.03
2000	3T	1.311686333	111.61	54904	1.04
2000	4T	1.235281667	112.33	60881	1.04
2001	1T	1.179586333	111.98	67727	1.05
2001	2T	1.265486333	112.72	74044	1.06
2001	3T	1.474098	109.44	76644	1.06
2001	4T	1.440639333	110.30	79856	1.07
2002	1T	1.384502333	112.82	82260	1.07
2002	2T	1.409196333	114.26	86355	1.08
2002	3T	1.453368333	113.12	86692	1.09
2002	4T	1.643101667	112.56	88205	1.09
2003	1T	1.859555	112.77	86903	1.1
2003	2T	1.897875333	111.62	90104	1.11
2003	3T	1.846005667	111.82	92936	1.11
2003	4T	1.452947	112.79	97405	1.12
2004	1T	1.243689333	113.57	101994	1.13
2004	2T	1.213181333	114.94	109997	1.13

continua

TABELA 24 - BASE DE DADOS UTILIZADA PARA O CÁLCULO DO MODELO VAR

					conclusão
2004	3T	1.277267333	117.24	118830	1.14
2004	4T	1.315677667	120.38	132229	1.15
2005	1T	1.376748667	119.66	144172	1.15
2005	2T	1.500065667	120.53	158148	1.16
2005	3T	1.557654667	122.46	171423	1.17
2005	4T	1.420592333	124.38	184811	1.18
2006	1T	1.332227333	125.55	196421	1.19
2006	2T	1.181212667	127.44	208883	1.19
2006	3T	1.161180333	128.82	220084	1.21
2006	4T	1.034245	130.60	232505	1.5
2007	1T	1.002500612	133.34	246907	1.91
2007	2T	0.959508693	135.04	271245	1.9
2007	3T	0.923407702	135.85	295643	1.69
2007	4T	0.872934805	139.27	319509	1.68
2008	1T	0.858728791	141.85	339843	1.77
2008	2T	0.911263144	143.35	366692	1.8
2008	3T	1.063469817	146.02	385615	1.88
2008	4T	1.106646159	143.05	401867	1.9
2009	1T	0.957931039	144.52	406184	1.97
2009	2T	0.790876382	148.78	424529	1.93
2009	3T	0.725873117	152.72	442949	1.84
2009	4T	0.69458044	153.79	462371	1.8
2010	1T	0.67	156.50	479162	1.78
2010	2T	0.736666667	158.22	500469	1.74
2010	3T	0.866666667	161.95	526897	1.77
2010	4T	0.842446103	164.76	556216	1.83
2011	1T	0.87556503	165.71	576245	1.81
2011	2T	0.928141643	167.27	593427	1.8
2011	3T	0.994567922	166.86	615109	1.81
2011	4T	0.883260349	167.86	634788	1.84
2012	1T	0.820304255	170.14	650950	1.88
2012	2T	0.699361341	171.29	669915	1.95
2012	3T	0.636928509	173.18	687293	1.96
2012	4T	0.570117116	174.53	701222	1.95
2013	1T	0.548041584	174.99	715008	2
2013	2T	0.605824178	175.65	730822	2.09
2013	3T	0.715814584	177.48	746503	2.19
2013	4T	0.773156637	178.69	760513	2.3
2014	1T	0.801807225	178.32	771984	2.38
2014	2T	0.837679855	178.37	779387	2.47
2014	3T	0.907343964	177.80	785715	2.51
2014	4T	0.918114732	177.80	799193	2.67

FONTE: IPEADATA (2015).