

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SÃO CARLOS
CENTRO DE CIÊNCIAS E TECNOLOGIAS PARA A SUSTENTABILIDADE
CAMPUS DE SOROCABA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

THYAGO AMÉRICO SCHIO

**DETERMINANTES DA TAXA BÁSICA DE JUROS NO BRASIL: UMA ANÁLISE
EMPÍRICA NO PERÍODO DE 2000 A 2011**

Sorocaba

2013

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SÃO CARLOS
CENTRO DE CIÊNCIAS E TECNOLOGIAS PARA A SUSTENTABILIDADE
CAMPUS DE SOROCABA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

THYAGO AMÉRICO SCHIO

**DETERMINANTES DA TAXA BÁSICA DE JUROS NO BRASIL: UMA ANÁLISE
EMPÍRICA NO PERÍODO DE 2000 A 2011**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia para obtenção do título de mestre em Economia.

Área de concentração: Economia Aplicada.

Orientação: Prof. Dr. Adelson Martins Figueiredo

Sorocaba
2013

Ficha Catalográfica

S237a Schio, Thyago Américo
Determinantes da taxa básica de juros no Brasil: Uma análise empírica no período de 2000 a 2011 / Thyago Américo Schio. -- Sorocaba, 2013
140 f. : il. ; 28 cm

Dissertação (mestrado) - Universidade Federal de São Carlos, *Campus* Sorocaba, 2013

Orientador: Adelson Martins Figueiredo

Banca examinadora: Rodrigo Vilela Rodrigues, Edson Benedito da Silva Filho.

Bibliografia

1. Taxa de juros 2. Política monetária. 3. Política fiscal. I. Título. II. Sorocaba - Universidade Federal de São Carlos.

CDD 336.2

Ficha catalográfica elaborada pela Biblioteca do *Campus* de Sorocaba.

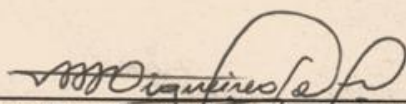
THYAGO AMÉRICO SCHIO

**DETERMINANTES DA TAXA BÁSICA DE JUROS NO
BRASIL: UMA ANÁLISE EMPÍRICA NO PERÍODO DE 2000 À
2011**

**Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia do Centro de
Ciências e Tecnologias para a Sustentabilidade da Universidade Federal de São Carlos
para obtenção do título de mestre em Economia, Área de Concentração: Economia
Aplicada.**

Sorocaba, 26 de abril de 2013

Orientador (a):

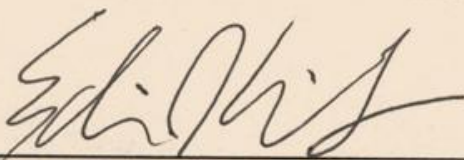


Prof. (a). Dr. (a). Adelson Martins Figueiredo
Departamento de Economia da UFSCar Sorocaba

Examinadores (as):



Prof. (a). Dr. (a). Rodrigo Vilela Rodrigues
Departamento de Economia da UFSCar Sorocaba



Dr. (a). Edison Benedito da Silva Filho
Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA)

DEDICATÓRIA

A todos aqueles que lutam por um mundo melhor, alicerçado na liberdade e na dignidade da Pessoa Humana.

AGRADECIMENTO

A Deus, por todas as graças que me foram concedidas.

Aos meus pais, pelo apoio e incentivo em todas as circunstâncias.

A CAPES/MEC, por ter possibilitado meus estudos durante o mestrado.

Ao Programa de Pós-Graduação em Economia da UFSCar, pela oportunidade.

Ao meu orientador, Prof. Dr. Adelson Martins Figueiredo, pela dedicação.

A todos os professores do programa, por auxiliarem no meu aperfeiçoamento intelectual e profissional.

A todos os colegas do mestrado, em especial ao amigo Diego Soares Cardoso e as amigas Julyana Covre, Graziela Correr e Tainara Ribeiro Pereira.

Ao ex-aluno do mestrado e agora doutorando, Leandro Vinícios Carvalho, pelo auxílio durante a elaboração deste trabalho.

RESUMO

SCHIO, Thyago Américo. *Determinantes da taxa básica de juros no Brasil: Uma análise empírica no período de 2000 a 2011*. 2013. 140 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Centro de Ciências e Tecnologias para Sustentabilidade, Universidade Federal de São Carlos, Sorocaba, 2013.

A existência e manutenção por longos anos de elevada taxa interna de juros é um fenômeno que assola o ambiente econômico brasileiro. Embora nos últimos anos a taxa interna de juros tenha sido reduzida, o Brasil continua a ser caracterizado como um país de elevada taxa de juros. No intuito de contribuir com a discussão e com o entendimento dos fatores que possibilitam a existência e manutenção por longos anos de elevada taxa interna de juros, investigou-se a hipótese de que mesmo sendo a taxa interna de juros influenciada pela taxa externa de juros, há mecanismos endógenos à economia brasileira que possibilitam a redução da taxa interna de juros. Visando obter respostas objetivas, utilizou-se de um Vetor de Correção de Erros (VEC) composto por seis variáveis endógenas e uma variável exógena. Como resultados, obteve-se que embora exista uma relação entre taxa interna de juros e taxa externa de juros há espaço para a política econômica atuar, possibilitando uma contínua redução da taxa de juros interna.

Palavras-chave: Taxas de juros. Política Monetária. Política fiscal.

ABSTRACT

The existence and maintenance for long years of high domestic interest rate is a phenomenon sweeping the Brazilian economic environment. Although in recent years the domestic interest rate derated, Brazil still is characterized as one of the countries with higher interest rate in the world. In order to contribute to the discussion and understanding of the factors that allows the existence and maintenance for long years of high domestic interest rate, it is investigated the hypothesis that even if the internal interest rate is influenced by the foreign interest rate, there are endogenous mechanisms to the Brazilian economy that allow the reduction of the internal interest rate. Aiming objective responses, it is used a Vector Error Correction (VEC) compounded of six endogenous variables and an exogenous variable. As results, it follows that although there is a relationship between domestic and foreign interest rates, there is space for the economic policy, enabling a continuous reduction in the domestic interest rate.

Keywords: Interest Rates. Monetary Policy. Fiscal Policy.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Taxa anual de crescimento do produto interno bruto (%), Brasil e média mundial – 1995 a 2011.....	21
Figura 2 – Taxa Básica mensal de juros (%) prevalecentes no Brasil e nos Estados Unidos da América, janeiro de 2000 a dezembro de 2011.....	22
Figura 3 – Taxa de inflação, média mundial, média das economias avançadas, média da zona do euro, média das economias em desenvolvimento, e Brasil, para o período de 1995 a 2011.....	25
Figura 4 - Coeficiente de Gini para o Brasil com linha de tendência linear, período hiperinflacionário - 1981 a 1993. Base 1981=100.....	26
Figura 5 - Coeficiente de Gini para o Brasil com linha de tendência linear, período posterior à estabilização de preços - 1995 a 2009. Base 1995=100.....	27
Figura 6 - Taxa de juros - SELIC - fixada pelo Copom - (% a.a).....	31
Figura 7 - Formação bruta de capital fixo no Brasil (base 1995=1).....	32
Figura 8 - Taxa de investimento - preços correntes (% PIB). Base 1995=100.....	33
Figura 9 - Taxa de juros - SELIC - fixada pelo Copom - (% a.a) e PIB a Preços de Mercado.....	34
Figura 10 - Taxa de juros - SELIC - fixada pelo Copom - (% a.a), consumo das famílias e formação bruta de capital fixo.....	35
Figura 11 – Diferenças mensais entre taxas de juros SELIC e a taxa de juros FED funds Rate e a taxa de câmbio média mensal para compra.....	36
Figura 12 – Taxa de juros SELIC (% a.a) e endividamento das famílias com o Sistema Financeiro Nacional em relação à renda acumulada dos últimos doze meses - %.....	37
Figura 13 – Taxa de juros SELIC (% a.a) e crédito do sistema financeiro total ao setor privado, como função (%) do PIB.....	38
Figura 14 – Taxa de juros SELIC (% a.a) e Dívida Líquida do Setor Público (% PIB) - Total - Setor público consolidado.....	39
Figura 15 – FIGURA 15 - Resultado nominal e SELIC, em formas logarítmicas. Janeiro de 2000 a dezembro de 2011.....	87

<u>Figura 16 – Reservas internacionais, em forma logarítmica, primeira diferença. Fevereiro de 2000 a dezembro de 2011.....</u>	<u>90</u>
<u>Figura 17 – Taxas de juros externa e interna, janeiro de 2000 a dezembro de 2011.....</u>	<u>91</u>
<u>Figura 18 – Taxas logarítmicas de juros externa e interna, janeiro de 2000 a dezembro de 2011.....</u>	<u>95</u>
<u>Figura 19 – Função Impulso Resposta Generalizada (acumulada) – Variáveis endógenas sobre SELIC (choque de um desvio-padrão).....</u>	<u>104</u>
<u>Figura 20 - Comportamento das variáveis resultado nominal e reservas internacionais (base jan/2001=1).....</u>	<u>129</u>

LISTA DE TABELAS

<u>Tabela 1 – Testes de raiz unitária para as variáveis logarítmicas do modelo, em nível.....</u>	<u>86</u>
<u>Tabela 2 – Testes de raiz unitária com quebra estrutural para a variável taxa interna de juros (logaritmo).....</u>	<u>88</u>
<u>Tabela 3 – Testes de raiz unitária com quebra estrutural para a variável resultado nominal (logaritmo).....</u>	<u>88</u>
<u>Tabela 4 – Testes de raiz unitária para as variáveis logarítmicas do modelo, em primeira diferença.....</u>	<u>89</u>
<u>Tabela 5 – Testes de raiz unitária com quebra estrutural para a variável reservas internacionais em primeira diferença (logaritmo).....</u>	<u>90</u>
<u>Tabela 6 – Teste de cointegração entre taxas externa e interna de juros.....</u>	<u>93</u>
<u>Tabela 7 – Teste de causalidade Bivariada de Granger – Taxa externa de juros e taxa interna de juros, janeiro de 2000 a dezembro de 2011.....</u>	<u>96</u>
<u>Tabela 8 – Teste de cointegração para as variáveis do modelo.....</u>	<u>98</u>
<u>Tabela 9 – Teste de heterocedasticidade de White.....</u>	<u>100</u>
<u>Tabela 10 – Testes de Causalidade de Granger sobre as variáveis endógenas do modelo, exceto taxa SELIC.....</u>	<u>102</u>

Tabela 11 – Análise da decomposição da variância do erro de previsão da taxa SELIC.....106

Tabela 12 – Previsão da taxa SELIC, janeiro de 2012 a dezembro de 2013.....112

LISTA DE QUADROS

Quadro 1 – Variáveis apontadas pela literatura brasileira que contribuem para gerar e manter amplo diferencial entre taxas de juros externas e externas.....	82
Quadro 2 – Variáveis analisadas na pesquisa.....	83

LISTA DE ABREVIATURAS, SIGLAS E SÍMBOLOS

BACEN Banco Central do Brasil

CMN Conselho Monetário Nacional

COPOM Comitê De Política Monetária

DI Depósito Interbancário

FMI Fundo Monetário Internacional

FOMC Federal Open Market Committee

LFT Letras Financeiras do Tesouro

LIBOR London Interbank Offered Rate

TBILLS Treasury Bills

UFSCAR Universidade Federal de São Carlos

VAR Vetor Autorregressivo

VEC Vetor de Correção de Erros

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO.....	20
1.1 PROBLEMA E JUSTIFICATIVA.....	30
1.2 HIPÓTESES.....	40
1.3 OBJETIVOS.....	41
1.3.1 Objetivo Geral.....	41
1.3.2 Objetivos Específicos.....	41
2 REVISÃO DA LITERATURA.....	42
2.1 MECANISMOS ENDÓGENOS PARA SE REDUZIR AS TAXAS DE JUROS NO BRASIL – O PAPEL DA POLÍTICA ECONÔMICA.....	42
2.2 RELACIONAMENTO ENTRE DIFERENTES TAXAS DE JUROS.....	50
3 REFERENCIAL TEÓRICO.....	55
3.1 A TAXA DE JUROS.....	55
3.1.1 A taxa natural de juros.....	55

3.1.2 A taxa neutra de juros.....	56
3.2 DETERMINAÇÃO DA TAXA BÁSICA DE JUROS NO BRASIL: O REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO.....	57
4 METODOLOGIA.....	61
4.1 TESTES DE RAIZ UNITÁRIA.....	61
4.1.1 Teste de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (<i>ADF</i>).....	63
4.1.2 Teste de raiz unitária <i>KPSS</i>	65
4.1.3 Teste de raiz unitária <i>NG – Perron</i>	67
4.2 COINTEGRAÇÃO.....	69
4.2.1 O teste de cointegração de Engle-Granger.....	69
4.2.2 O teste de cointegração de Johansen.....	69
4.3 TESTE DE CAUSALIDADE BIVARIADA DE GRANGER.....	71
4.4 VETOR AUTORREGRESIVO (<i>VAR</i>).....	73
4.4.1 A decomposição de Cholesky e a Função Impulso Resposta (<i>FIR</i>).....	75

4.4.4.1 A função Impulso Resposta Generalizada (<i>FIR</i>)	76
4.4.1 Decomposição da variância	77
4.5 VETOR DE CORREÇÃO DE ERROS (<i>VEC</i>).....	79
4.6 MODELO PROPOSTO.....	80
4.7 FONTE DE DADOS.....	82
5 RESULTADOS	86
5.1 IDENTIFICAÇÃO DE ESTACIONARIEDADE E QUEBRA ESTRUTURAL NAS SERIES ECONÔMICA.....	86
5.2 RELAÇÃO DE LONGO PRAZO ENTRE TAXAS DE JUROS INTERNA E EXTERNA...91	
5.3 CAUSALIDADE DE GRANGER ENTRE TAXAS DE JUROS.....	94
5.4 IDENTIFICAÇÃO DAS DEFASAGENS DO MODELO.....	97
5.5 RELAÇÃO DE EQUILÍBRIO DE LONGO PRAZO ENTRE AS VARIÁVEIS DO MODELO.....	97
5.6 TESTES NOS RESULTADOS.....	99
5.7 IMPACTO DA TAXA EXTERNA DE JUROS NA TAXA INTERNA DE JUROS.....	101

<u>5.8 TESTES DE CAUSALIDADE.....</u>	<u>102</u>
<u>5.9 IMPACTOS DOS MECANISMOS ENDÓGENOS NA TRAJETÓRIA DA TAXA DE JUROS INTERNA.....</u>	<u>103</u>
<u>5.10 EFEITOS DE CHOQUES INESPERADOS NOS MECANISMOS ENDÓGENOS SOBRE A TAXA DE JUROS NO BRASIL.....</u>	<u>106</u>
<u>5.11 BREVE NOTA SOBRE OS RESULTADOS OBTIDOS.....</u>	<u>108</u>
<u>5.12 EXPECTATIVAS PARA A TAXA SELIC.....</u>	<u>111</u>
<u>6 CONSIDERAÇÕES FINAIS E CONCLUSÕES.....</u>	<u>114</u>
<u>REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....</u>	<u>117</u>
<u>APÊNDICES.....</u>	<u>126</u>

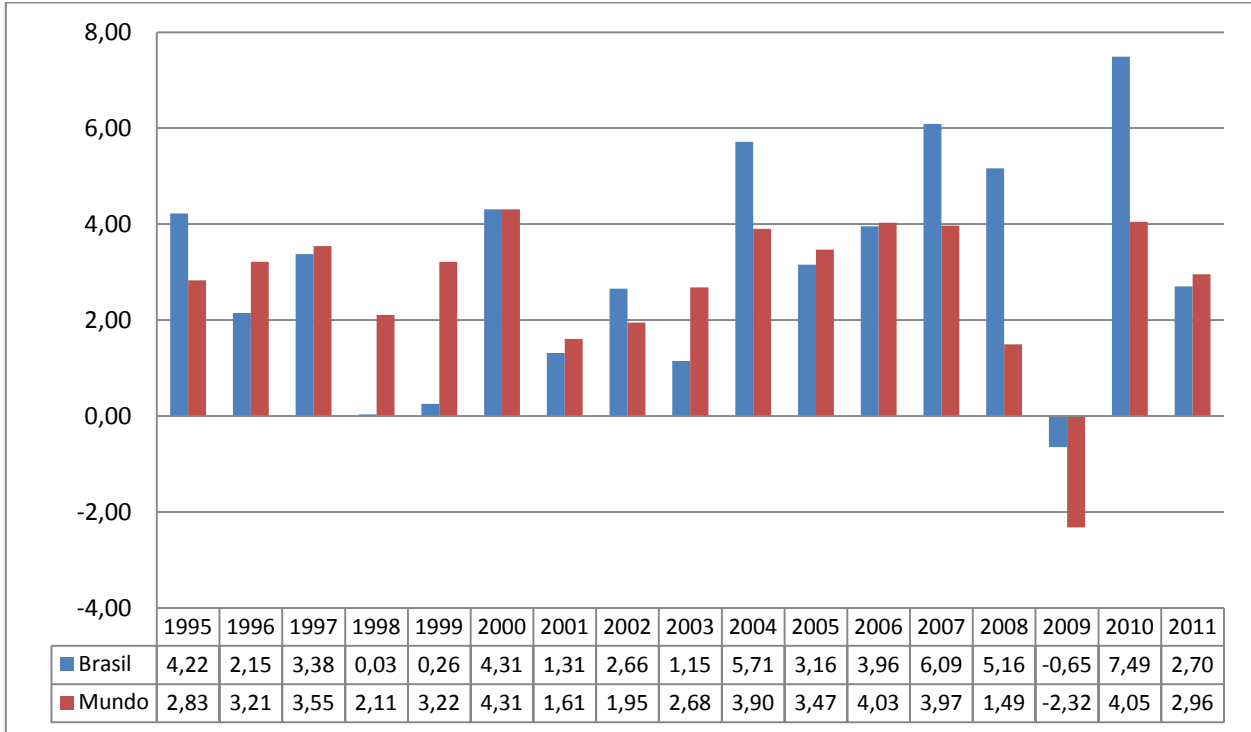
1 INTRODUÇÃO

A existência de juros elevados não é uma novidade na economia brasileira. O país continua sendo conhecido internacionalmente por apresentar as maiores taxas de juros em vigência, embora nos últimos anos tenha-se vivenciado uma experiência de queda nas taxas de juros. Conforme Bacha (2010):

“As taxas reais de juros no Brasil já foram mais altas do que atualmente. Desde 1999, a tríade da política macroeconômica – superávit primário, câmbio flutuante e metas de inflação – tem permitido uma redução dos juros reais. Mas esse movimento tem sido insuficiente para colocá-los dentro dos padrões dos demais países, mesmo que se dê um desconto pela peculiaridade da atual situação internacional. Pois as taxas reais de juros mundo afora estão anormalmente baixas por causa da anêmica retomada do crescimento econômico, especialmente nos países industriais, após a mega-crise financeira de 2008-09”.

O predomínio de taxas de juros elevadas, tendo impactado negativamente na atividade econômica, operou no sentido de ofuscar o crescimento econômico do país. Segundo dados do Fundo Monetário Internacional (FMI), ao se analisar um período mínimo de dois anos, apenas no período de 2007 a 2010 a economia brasileira apresentou desempenho persistentemente superior à média mundial, conforme aponta a Figura 1. Analisando-se o período total entre os anos de 1995 a 2011, verifica-se que em nove dos dezessete anos a média de crescimento da economia mundial apresentou desempenho superior ao crescimento brasileiro.

FIGURA 1 – Taxa anual de crescimento do produto interno bruto (%), Brasil e média mundial – 1995 a 2011.



Fonte: *International Monetary Fund*, 2012.

Se ainda assim, em determinados anos a economia brasileira apresenta resultados positivos mesmo com uma taxa de juros elevada, alicerçando-se na teoria econômica, torna-se crível que um cenário de redução de taxas de juros impactará positivamente na economia brasileira. Da mesma forma, *ceteris paribus*¹, um cenário de juros crescentes não exercerá impactos positivos, pelo contrário, tende a atrapalhar a atividade econômica do país (CARVALHO, 2012,a).

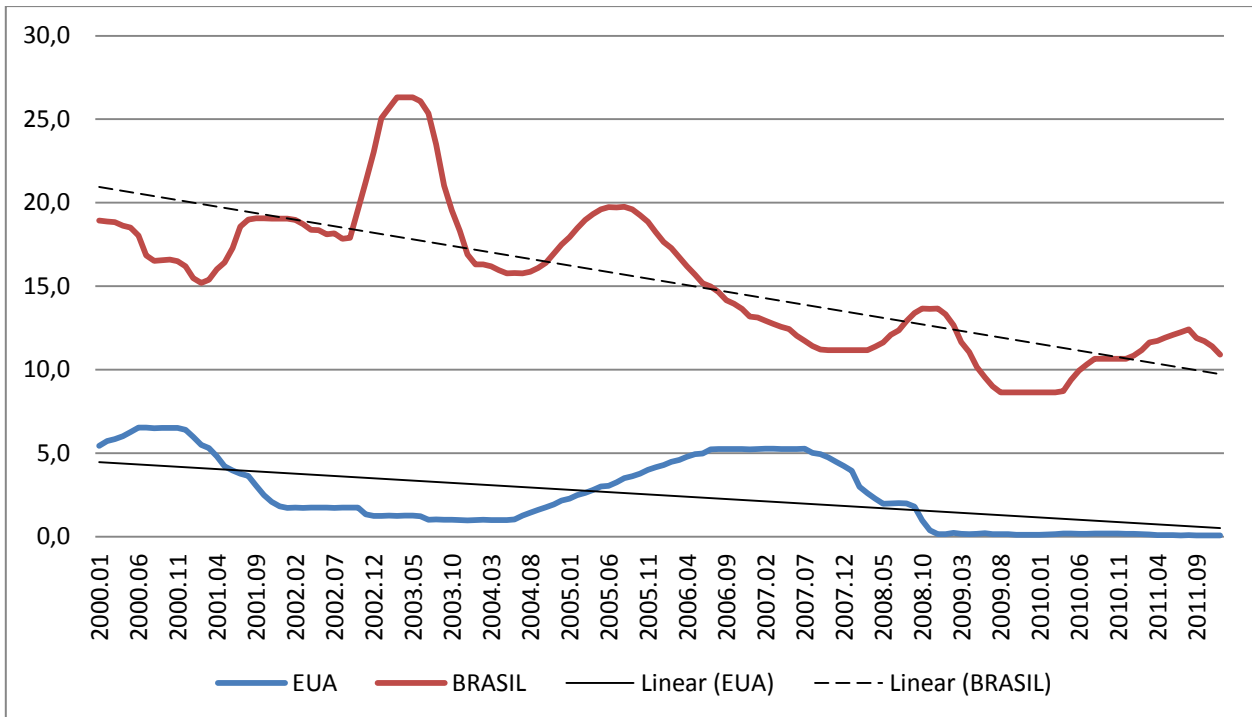
Verificando a tendência nacional de queda nas taxas de juros aliada a seu reflexo na economia, indaga-se: a redução das taxas de juros no Brasil possui relação com o cenário de elevada liquidez que prevaleceu na economia internacional durante a última década?

De acordo com a Figura 2, as taxas básicas de juros prevalecentes no Brasil e no principal mercado financeiro mundial, os Estados Unidos da América, tem caído paulatinamente desde janeiro de 2000 - como apontam as linhas de tendência lineares das variações absolutas das

¹ O período posterior ao plano Real foi caracterizado por taxas de juros crescentes, contudo, o ambiente macroeconômico foi estabilizado, o que surtiu um efeito estimulante na economia brasileira. No todo, o efeito líquido foi positivo (operou no sentido de crescimento econômico), ainda que a taxa de juros impactasse negativamente.

taxas de juros, cuja inclinação é superior no caso brasileiro. Especificamente, no caso brasileiro, a taxa de juros caiu de aproximadamente 20% a.a em 2000 para aproximadamente 10% a.a ao fim de 2011. Por sua vez, no caso americano, verificou-se a queda da taxa básica de aproximadamente 5% a.a em 2000 para aproximadamente 0,1% a.a ao fim de 2011.

FIGURA 2 – Taxa Básica mensal de juros (%) prevaletentes no Brasil e nos Estados Unidos da América, janeiro de 2000 a dezembro de 2011.



Fonte: *Board of Governors of the Federal Reserve System*, 2012.

No contexto atual, o grau de influência da taxa de juros internacional na taxa de juros brasileira é incerto. Especificamente, dado o cenário totalmente adverso da taxa de juros praticada no Brasil, percebe-se uma incapacidade em se estabelecer com precisão a relação entre taxas de juros externa e interna². Adicionalmente, caso prevaleça uma relação entre tais taxas, não se sabe qual trajetória a taxa de juros no Brasil poderá tomar futuramente, em vista de um cenário futuro incerto de taxa de juros prevaletente no cenário mundial, visto que à possibilidade de

² A taxa de juros interna de referência para o estudo será a taxa SELIC. Esta, sendo a taxa básica de juros da economia brasileira, baliza as outras taxas de juros existentes na economia brasileira. Por isso ela será considerada a taxa referencial.

elevação futura das taxas de juros não é descartável (Mendonça e Sachsida, 2012, McKinsey, 2010, Rogoff, 2012, Feldenstein, 2013).

Percebe-se que a taxa de juros internacional está em um patamar historicamente baixo e inédito. Nesse quadro de incerteza quanto a um comportamento futuro da taxa de juros internacional e seu possível reflexo no Brasil, essa pesquisa poderá contribuir ao identificar se a recente redução na taxa de juros brasileira possui alguma relação com o cenário internacional, e determinar ainda como ocorre tal relação. Destaca-se que o conhecimento da relação entre tais taxas de juros é importante para que os *policymakers* possam anteceder flutuações futuras da taxa de juros internacional e sua repercussão na economia brasileira.

Com efeito, se o estudo apontar que a taxa de juros brasileira foi reduzida também devido ao cenário internacional, é de relevância aos *policymakers* considerarem esse fato, especialmente para um período que anteceder uma possível alta na taxa internacional de juros. Caso haja impacto da taxa de juros externa na taxa de juros interna, a economia brasileira sofrerá com suas possíveis elevações, e compete à política econômica brasileira suavizar os efeitos negativos que advém de choques externos.

A economia brasileira vivencia um processo de transformações positivas, cuja repercussão culmina em uma onda de prosperidade e boas perspectivas. Compreender quais fatores são determinantes da taxa de juros brasileira, bem como quais são os mecanismos endógenos à economia brasileira que possam auxiliar na redução da taxa de juros interna, são pontos de relevância na atual conjuntura brasileira. Um processo de redução sustentável na taxa interna de juros pode impactar significativamente na atividade econômica, resultando em ganhos significativos a longo prazo no bem-estar material do país.

Ademais, um processo duradouro de redução de diferencial de taxas de juros entre a economia brasileira e a economia mundial tende a gerar maior competitividade à economia brasileira, colaborando para que a recente euforia em relação ao país não se transforme em recessão e frustração, como ocorreu nas décadas seguidas ao período do “milagre econômico” brasileiro.

Se a política monetária visa o bom desempenho da atividade econômica, especialmente no longo prazo³, então esse estudo poderá acrescentar novos pontos sobre as

³ Para maiores informações consultar Banco Central do Brasil (2010).

diretrizes das políticas monetária e econômica. De tal forma, o estudo indicará meios possíveis à política econômica visando à redução da taxa interna de juros⁴, e ainda, auxiliar a compreender o grau de influência da taxa de juros externa na taxa de juros interna.

Muitos sustentam que o Banco Central deveria adotar uma postura mais agressiva, de modo a conduzir uma redução maior na taxa básica de juros. Ainda assim, há fortes contestações a tal afirmação. Um dos argumentos dados nesse sentido é que embora as taxas de juros tenham caído nos últimos anos, a inflação é um fenômeno que voltou a ameaçar. Em 2011 o índice de inflação referencial do COPOM⁵, o IPCA⁶, foi encerrado no teto da meta, a saber, 6,5%⁷. Além disso, embora o Brasil tenha avançado no processo de redução da taxa de inflação nos últimos anos, sobretudo a partir do Plano Real, o país ainda apresenta taxas elevadas de inflação em relação a maior parte do mundo, como aponta a Figura 3. Especificamente, a discrepância tem sido consideravelmente grande entre o Brasil e as economias avançadas e a zona do Euro. Apenas a média mundial e a média das economias em desenvolvimento conseguiu superar o caso brasileiro em determinados anos, como o período entre 1996 a 2001.

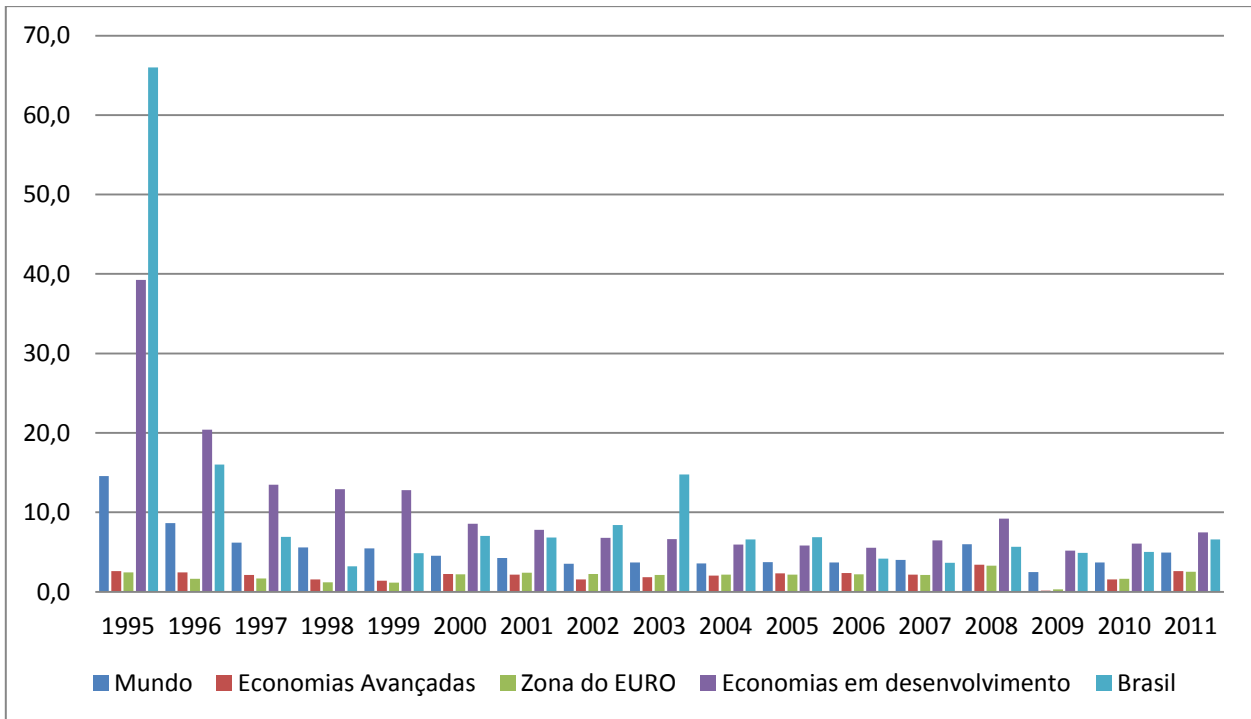
⁴ Considerando que a taxa de juros interna não seja completamente determinada pela taxa externa de juros.

⁵ O Comitê de Política Monetária (COPOM) é um órgão criado pelo Banco Central em junho de 1996, tendo como objetivo estabelecer as diretrizes da política monetária e definir a taxa básica de juros. Ainda, tem a competência específica de manipular a liquidez econômica, através de seus instrumentos de política monetária.

⁶ Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo, calculado pelo IBGE desde 1980, almeja refletir o custo de vida de famílias com renda mensal de 1 a 40 salários mínimos. A pesquisa é feita em nove regiões metropolitanas (São Paulo, Rio de Janeiro, Belo Horizonte, Porto Alegre, Recife, Belém, Fortaleza, Salvador e Curitiba) além dos municípios de Goiânia e Brasília.

⁷ Para o ano de 2012, o IPCA atingiu 5,84%, ainda que a metodologia de cálculo do IPCA tenha sido alterada – o que naturalmente torna o índice de 2012 não diretamente comparável ao índice de 2011.

FIGURA 3 – Taxas de inflação, média mundial, média das economias avançadas, média da zona do euro, média das economias em desenvolvimento, e Brasil, para o período de 1995 a 2011.



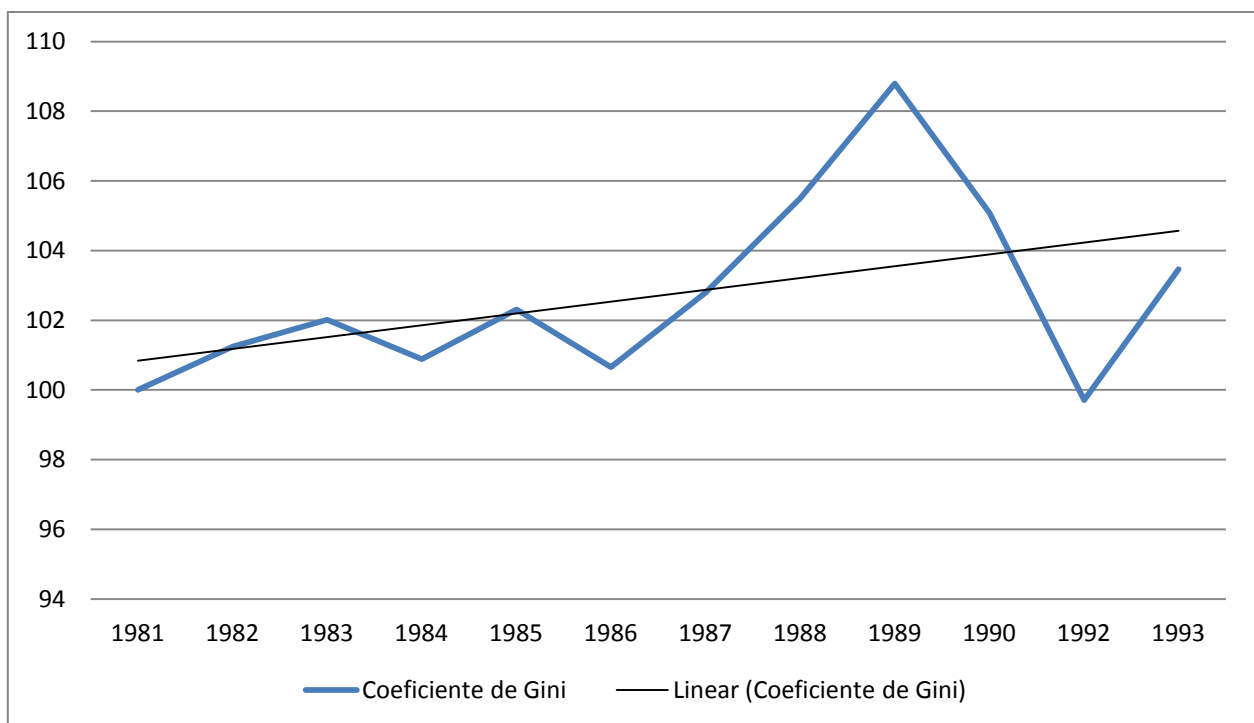
Fonte: *International Monetary Fund*, 2012.

Nesse sentido, dentro do arcabouço institucional vigente no Banco Central do Brasil, que é operacionalizado considerando uma relação inversa entre taxa de juros e inflação, uma política de redução persistente e contínua nos juros, sem considerar outros fatores, tenderia a acelerar o processo inflacionário, que nada interessa ao país.

Segundo o Banco Central do Brasil (2010), a estabilidade de preços foi definida pelo Banco Central como objetivo primordial da política monetária. A década de 1980 foi marcada pela combinação de dois fatores: forte queda da taxa de crescimento da economia brasileira e grande aumento da taxa de inflação, situação que se estendeu durante a primeira metade dos anos 1990, e que levou à adoção de sete planos de estabilização em menos de dez anos. Atualmente há consenso na sociedade sobre as vantagens da estabilidade de preços, condição necessária para que possa haver crescimento auto-sustentado. Além disso, no médio e longo prazos, maior inflação não gera maior crescimento; pelo contrário, cria um ambiente desfavorável aos investimentos e penaliza as camadas mais pobres da sociedade, promovendo concentração de renda.

O caso brasileiro é peculiar no que diz respeito à concentração de renda. Reforçam-se as evidências de que maiores taxas de inflação colaboram com o processo de concentração da riqueza, apresentando-se as Figuras 4 e 5⁸, as quais apontam o comportamento do coeficiente de Gini⁹ no Brasil para os períodos hiperinflacionário e posterior à estabilização dos preços. No período hiperinflacionário (1980-1993), a concentração de renda foi elevada, como evidencia a linha de tendência.

FIGURA 4 – Coeficiente de Gini para o Brasil com linha de tendência linear, período hiperinflacionário - 1981 a 1993. Base 1981=100.



Fonte: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 2012.

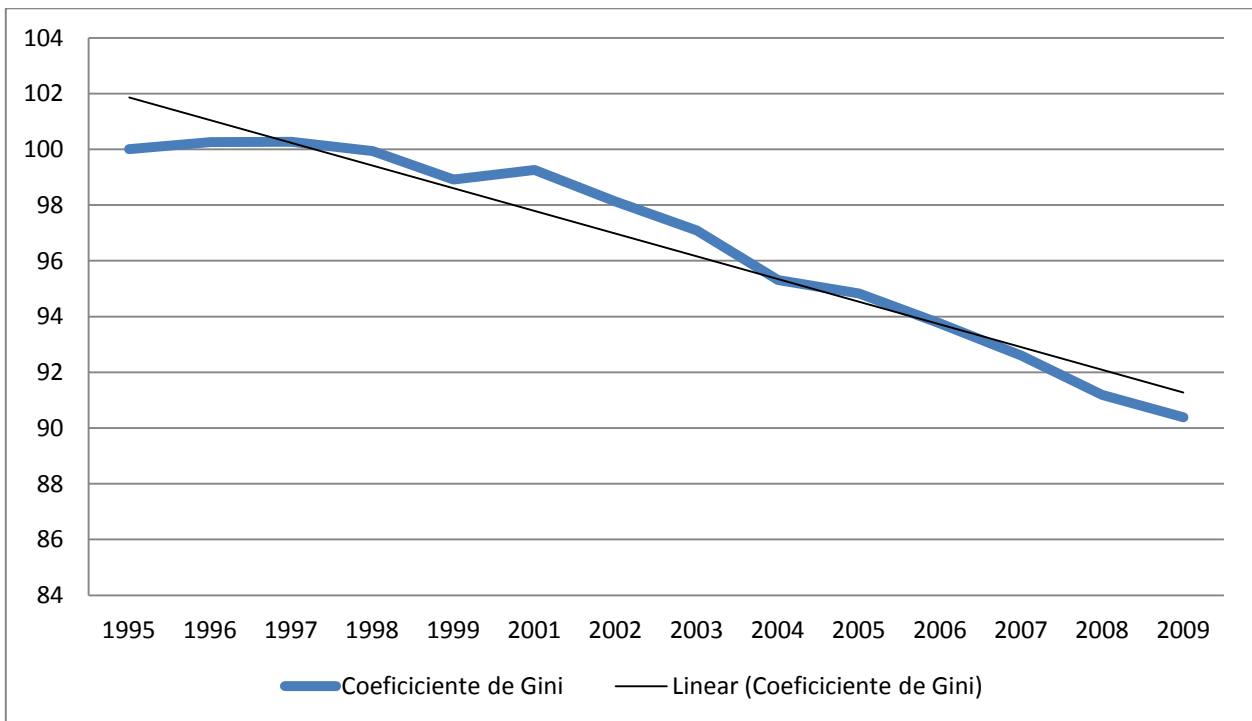
Por sua vez, no período posterior ao Plano Real (a partir de 1995), o coeficiente de Gini caiu persistentemente, e a linha de tendência aponta a queda verificada no período de estabilização hiperinflacionária.

⁸ Utilizaram-se duas figuras para facilitar a compreensão da exposição. Assim, a partição da análise em período hiperinflacionário e posterior a estabilização de preços auxilia na compreensão da tendência verificada em cada período.

⁹ Mede o grau de desigualdade na distribuição da renda domiciliar per capita entre os indivíduos. Seu valor pode variar teoricamente desde 0, quando não há desigualdade (as rendas de todos os indivíduos têm o mesmo valor), até 1, quando a desigualdade é máxima (apenas um indivíduo detém toda a renda da sociedade e a renda de todos os outros indivíduos é nula). Série calculada a partir das respostas à Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad/IBGE).

As evidências acima demonstram coerência de opinião de Schio (2010), Banco Central do Brasil (2010), Iorio (1997) e Pinho e Vasconcellos (1998), visto que o comportamento do coeficiente de Gini no Brasil nos dois períodos, sugere que o processo inflacionário penaliza as camadas mais pobres da sociedade, ao passo que o processo de desinflação auxilia na desconcentração de renda.

FIGURA 5 – Coeficiente de Gini para o Brasil com linha de tendência linear, período posterior à estabilização de preços - 1995 a 2009. Base 1995=100.



Fonte: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 2012.

A evidência encontrada para o Brasil, sugerindo uma relação oposta entre taxa de inflação e coeficiente de Gini, está de acordo com os resultados verificados por Heer e Süßmuth (2003) para os Estados Unidos. Verificou-se que maiores taxas de inflação elevam a desigualdade da renda. Ainda, Erosa e Ventura (2002) também estudando o caso americano, concluíram que a inflação possui importantes efeitos redistributivos, à medida que ela opera efetivamente como um imposto de consumo regressivo. Além disso, utilizando dados para vários países, os autores encontraram evidências de que maiores taxas de inflação estão associadas a maiores taxas de concentração de renda.

Ainda, há aqueles que sustentam que a redução de juros verificada no Brasil nos últimos anos apresenta ligação com o cenário de redução de juros que foi praticado no mundo na última década. Omar (2008), analisando a relação entre as taxas básicas de juros no Brasil e nos Estados Unidos, constatou que há uma permanente discrepância entre tais taxas, sugerindo que aparenta ser a manutenção de certa diferença de taxas de juros uma meta da política monetária brasileira. Nessa mesma linha, Bacha (2010) menciona que a taxa de juros nacional tem se mantido em patamares persistentemente maiores do que a taxa de juros externa, tanto quando prevaleceu no cenário internacional liquidez restrita, como no cenário atual, de liquidez elevada.

A problemática de uma relação entre taxa de juros nacional e internacional - caso seja real a hipótese de que a taxa de juros externa impacta na taxa interna de juros - torna-se ainda mais relevante numa conjectura em que a possibilidade de elevação da taxa de juros externa não é nula. Ainda, torna-se mais notória esta possibilidade ao se constatar que não há mais espaço para reduções das taxas de juros nos principais centros financeiros do mundo, como Estados Unidos, Japão e União Européia.

As autoridades monetárias internacionais dos grandes centros financeiros tem ressaltado o comprometimento em manter as taxas de juros baixas no curto prazo. Notadamente, o *Federal Reserve System* (FED) tem afirmado que a taxa básica de juros nos Estados Unidos deverá se manter no patamar atual pelo menos até 2014. Contudo, não há sinalização para o que poderá ocorrer futuramente. Além disso, mesmo considerando a situação de fraca recuperação da economia norte americana, há membros do *Federal Open Market Comittee* (FOMC) que votaram favoráveis a elevação da taxa básica de juros, como Richard Fischer, Thomas Hoening, James Bullard e Charles Plosser¹⁰. Assim, há incertezas quanto à trajetória da taxa de juros no cenário internacional, especialmente a partir de 2014¹¹.

Soma-se a isso a possibilidade de uma elevação permanente e significativa na taxa de juros internacional, como sugere estudo da McKinsey (2010). Ainda segundo McKinsey (2010), embora muitos acreditem que taxa de juros baixa seja a norma, esse ambiente deverá acabar nos próximos anos. Especificamente, a tendência de longo prazo na poupança global e no

¹⁰ <http://economia.estadao.com.br/noticias/economia,bernanke-sera-o-1-presidente-do-fed-a-falar-apos-reuniao-de-politica-monetaria,63962,0.htm>

¹¹ Ainda, ressalta-se que considerando o nível atual das taxas externas de juros, próximas de zero, há pouco espaço para reduções nas taxas. Contudo, considerando que taxas de juros são preços, e que, portanto oscilam tanto para cima quanto para baixo, e ainda que em um futuro distante, sua elevação não é descartável.

investimento global, que contribuiu para a baixa taxa de juros nos últimos anos, deverá ser revertida já a partir da década de 2010. A razão principal é que o mundo, puxado pelas nações em desenvolvimento, poderá entrar em uma nova fase contrária às últimas décadas, em que a demanda global por investimentos excederá a oferta global de poupança, elevando permanentemente as taxas reais de juros.

Tal análise sobre a possibilidade de uma elevação permanente e significativa na taxa de juros internacional está de acordo com Rogoff (2012) e Feldenstein (2013), que afirmam ser a situação de baixas taxas de juros prevalecentes nos principais centros financeiros não sustentável no longo prazo. Ainda, Mendonça e Sachsida (2012) apontam que, estando à taxa de juros internacional em patamar histórico mínimo, invariavelmente altas nesta taxa serão observadas futuramente, com impactos significativos sob a taxa de juros doméstica e a economia brasileira.

Nesse contexto, indaga-se: há uma relação de equilíbrio de longo prazo entre a taxa de juros nacional e internacional? Há mecanismos endógenos¹² à economia brasileira que possibilitam reduzir a taxa de juros, independentemente do cenário externo? Quais os fatores mais importantes para a formação da taxa de juros interna? Quais mecanismos podem ser utilizados para se reduzir à taxa básica de juros no Brasil?

Esse trabalho visa contribuir com a análise do problema de formação da taxa básica de juros no Brasil. Para este fim, um estudo empírico será conduzido, visando elucidar quais são os principais fatores determinantes desta e também o grau de influência da taxa de juros externa sobre a taxa interna de juros. Aliado a isso, buscar-se-á verificar empiricamente se há mecanismos endógenos existentes na economia brasileira que auxiliem a redução das taxas de juros. Nesse sentido, espera-se que o desempenho futuro da economia brasileira e o bem-estar da nação sejam melhor compreendidos com esse estudo.

¹² No presente trabalho, mecanismos endógenos são definidos como aqueles que dependem de fatores internos da economia brasileira, estando sob controle da política econômica.

1.1 Problema e justificativa

A forma como a política monetária é conduzida no Brasil desperta a atenção de toda a sociedade brasileira. Corriqueiramente, comenta-se que o Brasil “possui os juros mais altos do mundo”. Tal afirmação não é ao acaso, pois de fato, o país “possui os juros reais mais altos do mundo” e mantém a segunda posição do *ranking* de juros nominais, perdendo apenas para a Venezuela, onde a taxa de juros nominal está próxima de 20% ao ano. Em fevereiro de 2012, os juros nominais no Brasil eram de 10,5% ao ano, enquanto os juros reais eram de 4,9% ao ano, bem à frente de Hungria (2,8%), China (2,4%) e Indonésia (2,1%), que ocupavam a segunda, terceira e quarta posições, nesta ordem (BORGES, 2012).

De acordo com a teoria econômica é arguível que esse fenômeno prejudique o desempenho da atividade produtiva do país. Basicamente, há quatro canais pelos quais os juros altos prejudicam uma economia (SPRINGER, 2011):

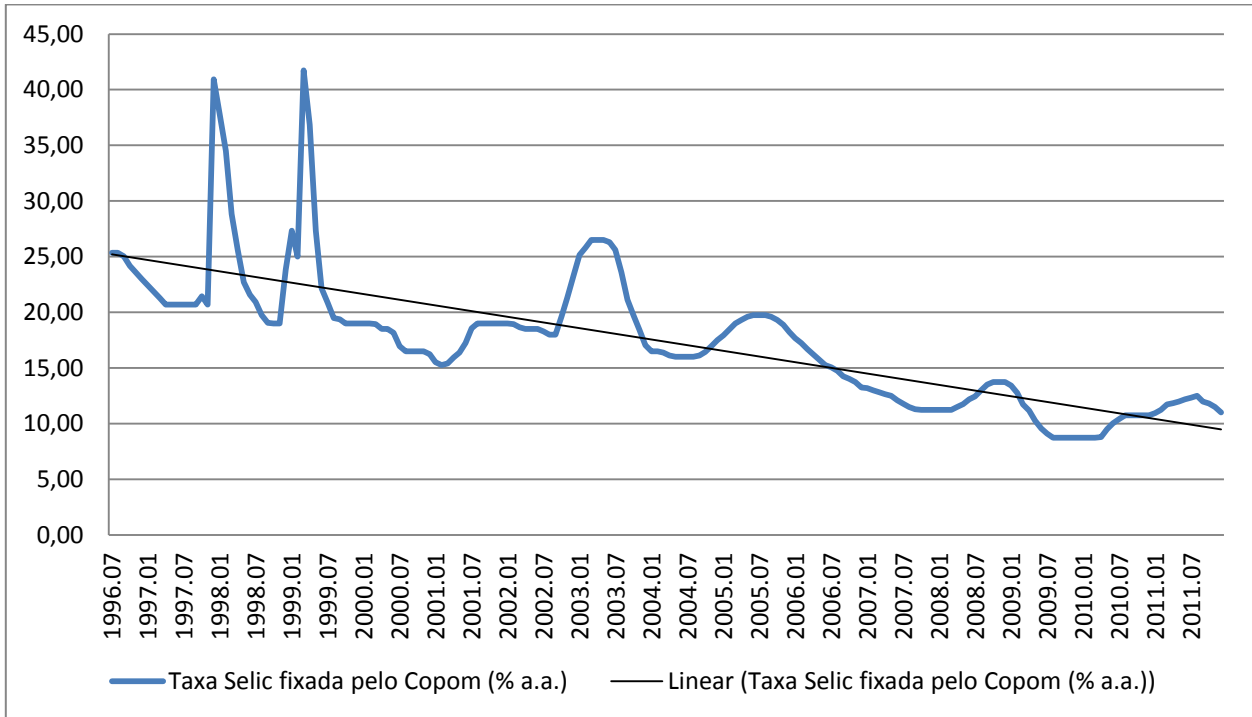
1. Os juros altos desestimulam o investimento, que por sua vez, reduz o aumento da capacidade produtiva.
2. Os juros altos também desestimulam a demanda agregada, pois tornam o consumo e o investimento presente mais onerosos.
3. Em situações favoráveis no mercado internacional, juros altos apreciam a taxa de câmbio, visto que tornam as aplicações em títulos brasileiros mais atrativas. Com efeito, a taxa de câmbio apreciada reduz a competitividade do setor exportador nacional, prejudicando a atividade econômica e emprego.
4. Os juros altos aumentam o custo da dívida nacional – pública¹³ e privada.

O caso brasileiro é destacado no que tange ao impacto da redução de juros sobre o investimento. Como ressalta a Figura 6, posteriormente a superação do processo hiperinflacionário advindo com o Plano Real, as taxas de juros caíram paulatinamente. No período entre julho de 1996 e dezembro de 2011, a taxa de juros foi reduzida de aproximadamente 25% para 10%. Como ressaltou o economista João Carlos Ferraz, vice-

¹³ Evidentemente, os gastos governamentais com juros não oscilam na mesma proporção das variações da taxa SELIC. Para maiores informações, consultar Afonso (2011), ou ainda o apêndice B.

presidente do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES), “Taxas de juros mais baixas sempre são úteis para o desenvolvimento, desde que elas sejam sustentáveis no longo prazo. A trajetória que estamos vendo está indo nessa direção. O desafio que o País tem é mantê-las nessa trajetória declinante¹⁴”.

FIGURA 6 – Taxa de juros - SELIC - fixada pelo Copom - (% a.a.).



Fonte: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 2012.

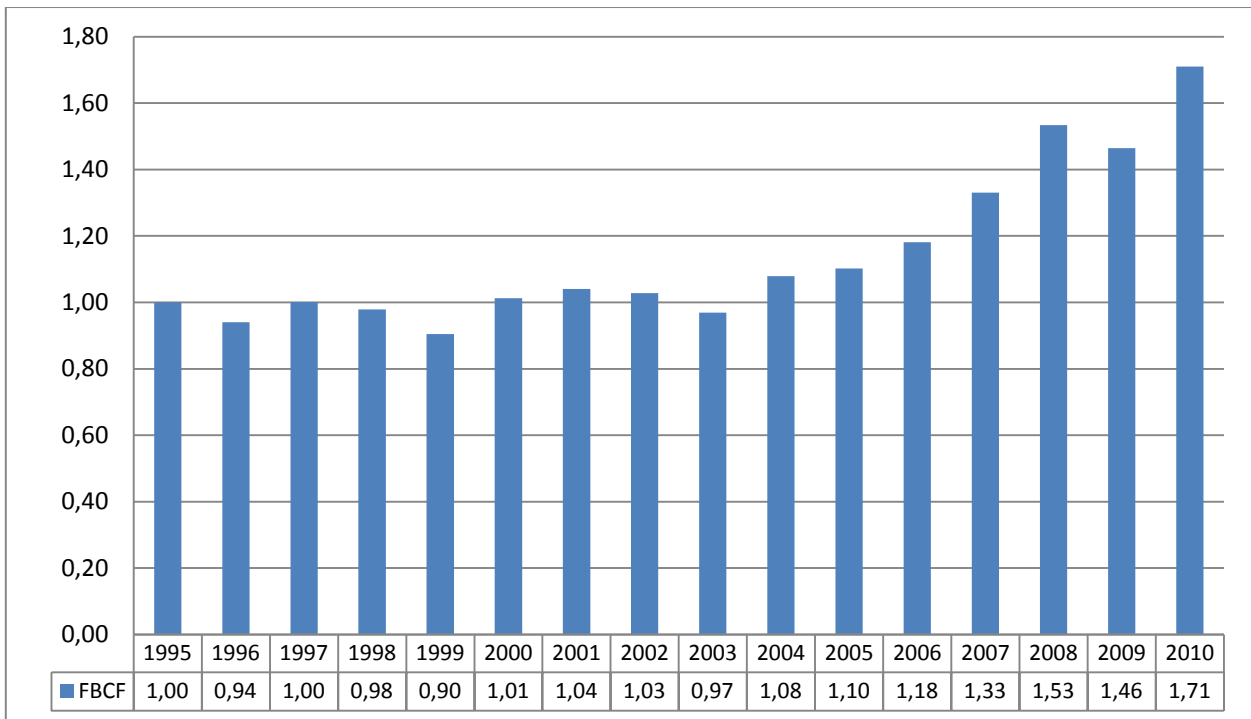
Soma-se a isso o fato de que a formação bruta de capital fixo (FBCF) cresceu substancialmente no país, como ressalta a Figura 7. No ano 2010, a formação bruta de capital fixo no país foi elevada em termos reais em mais de 70% em relação ao ano de 1995. Esse processo é de suma relevância para o crescimento econômico do país, visto que por definição, formação bruta de capital fixo é o acréscimo ao estoque de bens duráveis destinados ao uso das unidades produtivas, realizados em cada ano, visando ao aumento da capacidade produtiva do país¹⁵. Nesse

¹⁴ <http://economia.ig.com.br/taxa-de-investimento-e-ridicula-diz-ferraz-do-bndes/n1597674876444.html>

¹⁵ Definição dada pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA): http://www.ipea.gov.br/desafios/index.php?option=com_content&view=article&id=2045:catid=28&Itemid=23

sentido, elevação da formação bruta de capital fixo possibilita um produto maior e sustentável no longo prazo.

FIGURA 7 – Formação bruta de capital fixo no Brasil (base 1995=1).



* Valores deflacionados pelo deflator implícito do PIB - (índice encadeado média 1980 = 1).

Fonte: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 2012.

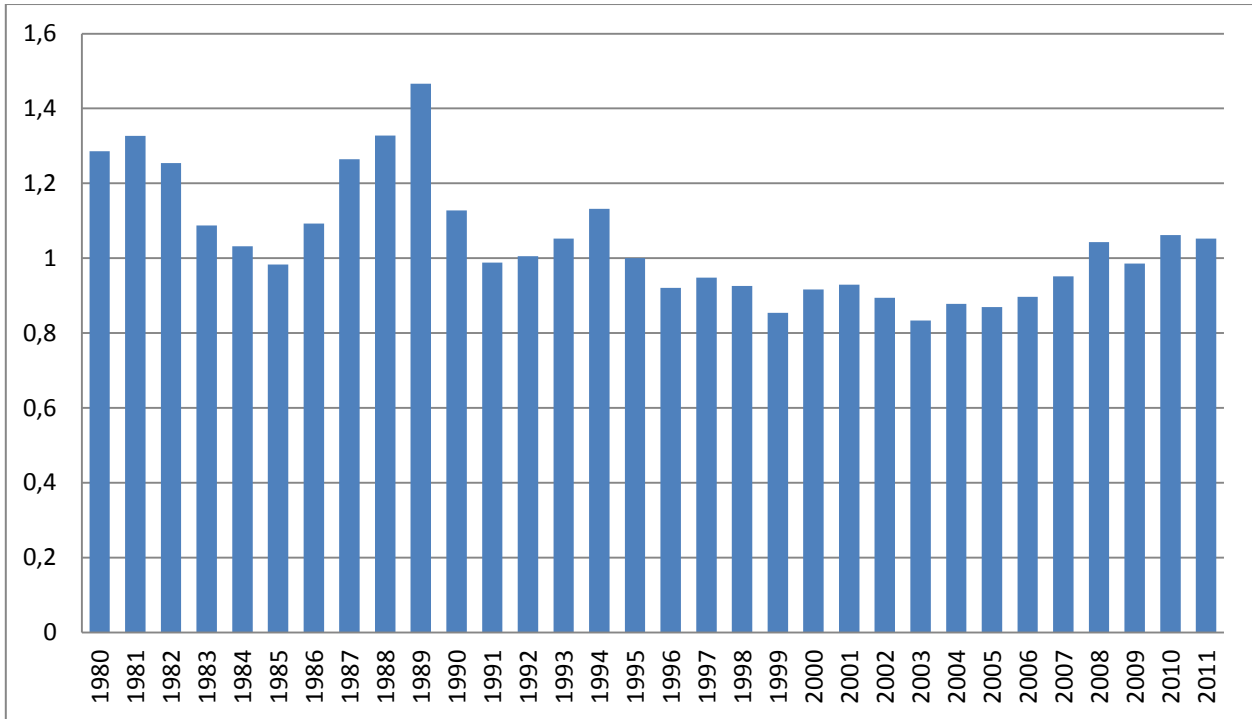
Embora tenham ocorrido incrementos de investimento no país, ainda perduram baixas taxas de investimento como proporção do produto, sendo este um limitante ao avanço da economia brasileira. Segundo o vice-presidente do BNDES, João Carlos Ferraz, a atual taxa de investimento do país é "ridícula"¹⁶. Além disso, a taxa ideal de investimento para o país seria entre 24% a 25% do PIB, muito acima da taxa registrada no ano de 2011, a saber, 19,3%.

O que foi verificado é que, embora tenha ocorrido elevação da formação bruta de capital fixo, as taxas de investimento como função do produto foram baixas nos últimos anos, sendo menores do que as médias verificadas no período anterior ao Plano Real, como aponta a Figura 8. Excetuando os anos de 2008, 2010 e 2011, as taxas de investimento da economia foram reduzidas com a estabilização inflacionária, o oposto do que era esperado. Destacam-se os anos

¹⁶ <http://economia.ig.com.br/taxa-de-investimento-e-ridicula-diz-ferraz-do-bndes/n1597674876444.html>

de 1999 e 2003, em que as taxas de investimento foram reduzidas em aproximadamente 20% se comparadas ao ano de 1995.

FIGURA 8 – Taxa de investimento - preços correntes (% PIB). Base 1995=1.

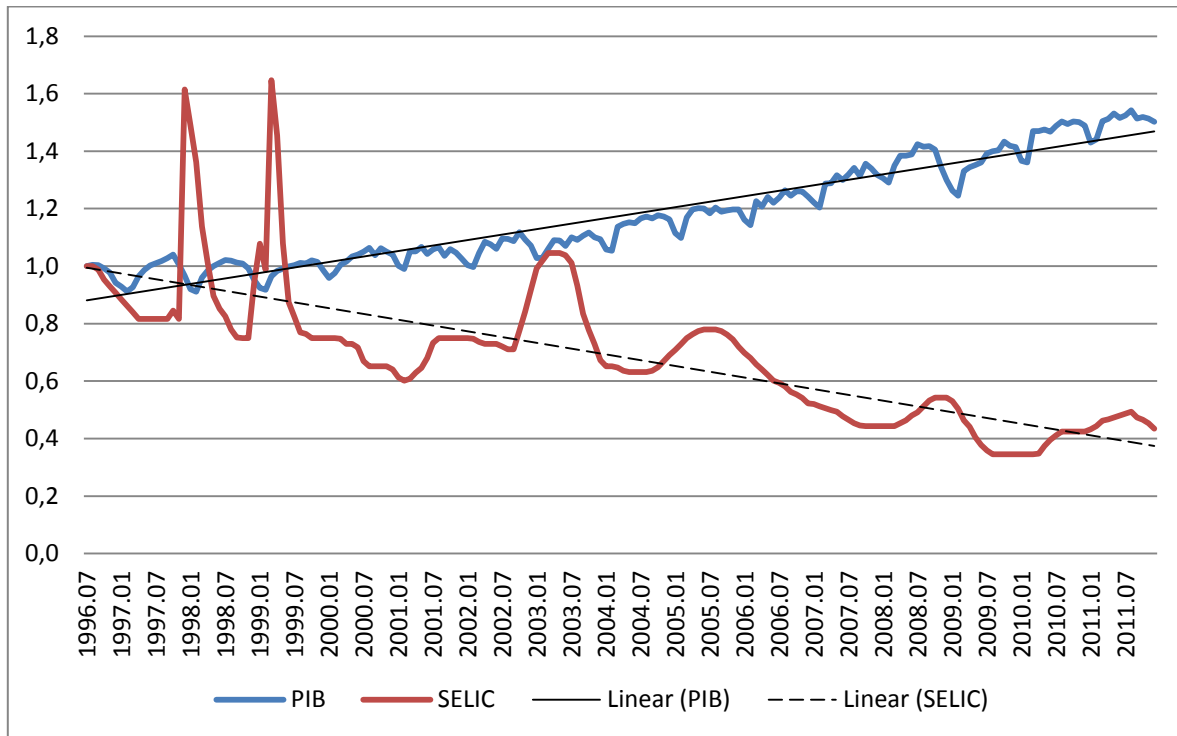


Fonte: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 2012.

Alicerçando-se na teoria de que uma taxa de juros elevada reduz a demanda agregada, analisa-se o caso brasileiro para o período de julho de 1996 a dezembro de 2011. Como exposto, verificou-se nesse intervalo uma redução da taxa de juros. Concomitantemente, foi verificada uma elevação considerável no valor do PIB a preços de mercado. Houve uma relação inversa entre ambas as variáveis, como sustentado teoricamente e demonstrado para o caso brasileiro. Taxa de juros menor contribui para a elevação da demanda agregada, como expõe a Figura 9.

Tendo julho de 1996 como ponto de referência, constata-se que a variável PIB a preços de mercado foi elevada em aproximadamente 50% até dezembro de 2011. Por sua vez, a variável SELIC, também tendo julho de 1996 como ponto de referência, foi reduzida em aproximadamente 50% até dezembro de 2011. Houve, portanto, variações quase unitárias em termos de tendência entre as variáveis.

FIGURA 9 – Taxa de juros - SELIC - fixada pelo Copom - (% a.a) e PIB a Preços de Mercado.

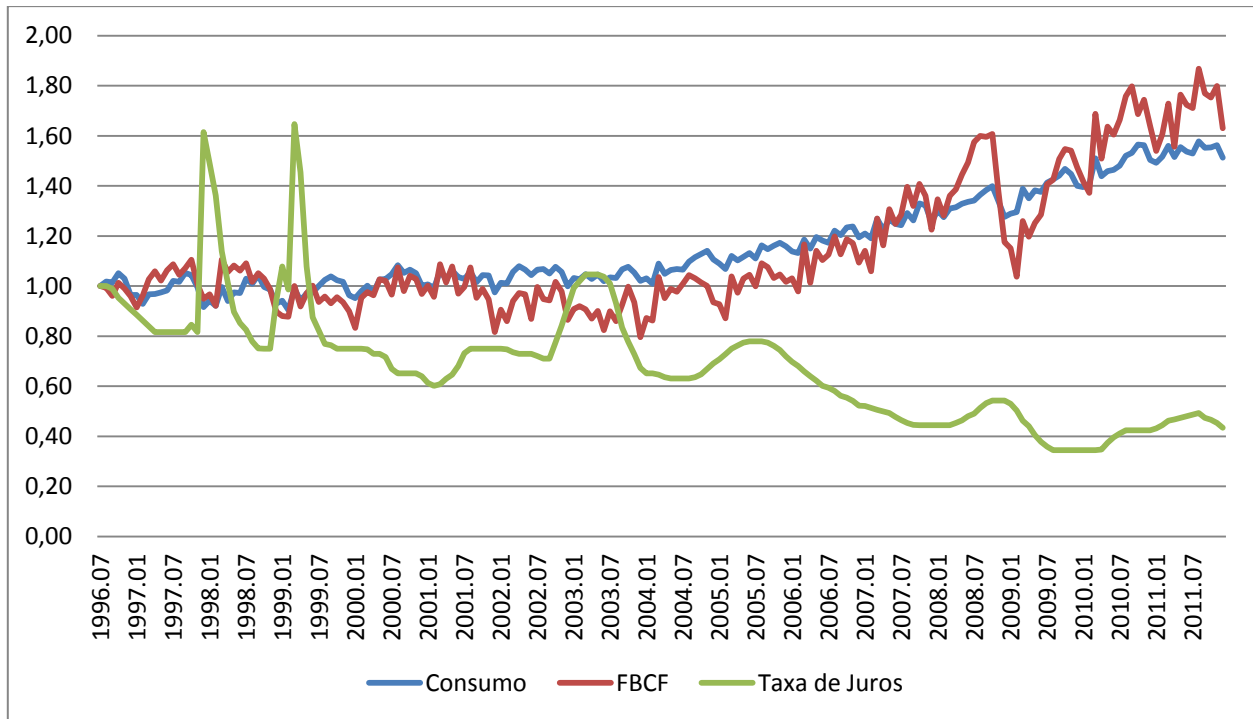


* Para todas as variáveis, base julho de 1996=1.

Fonte: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada e Indicador Serasa Experian de Atividade Econômica (PIB Mensal) (Média de 1995 = 100), 2012.

Já a Figura 10 apresenta o comportamento das variáveis taxa de juros SELIC, consumo das famílias e formação bruta de capital fixo, fornecidas pelo Indicador Serasa Experian de Atividade Econômica (PIB mensal). Como apontado, os juros altos impactaram consideravelmente no consumo e no investimento (representado pela formação bruta de capital fixo).

FIGURA 10 – Taxa de juros - SELIC - fixada pelo Copom - (% a.a), consumo das famílias e formação bruta de capital fixo.

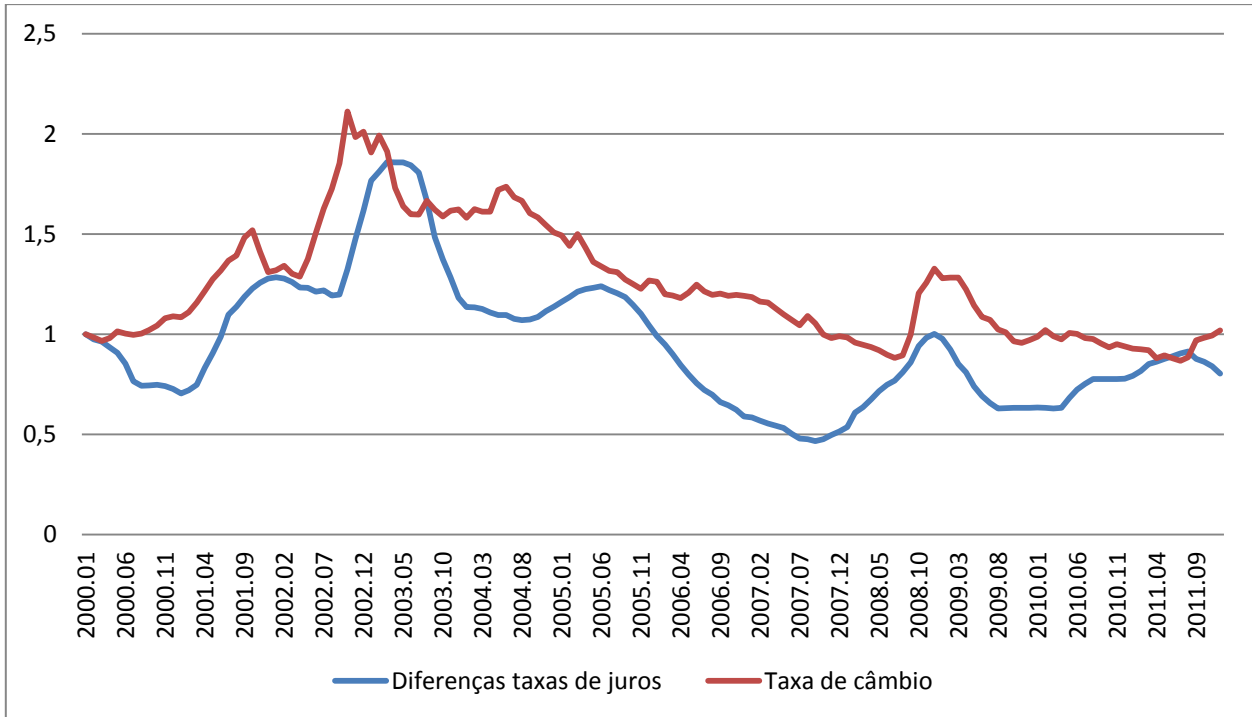


* Para todas as variáveis, base julho de 1996=1.

Fonte: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada e Indicador Serasa Experian de Atividade Econômica (PIB Mensal) (Média de 1995 = 100), 2012.

No caso brasileiro, a disparidade das taxas de juros prevalecente entre o mercado interno e o mercado externo exerce influência sobre a taxa de câmbio (IPEA, 2010). Especificamente, após criação de uma série que considera a diferença entre a taxa de juros SELIC e a taxa de juros *FED funds Rate*, e posterior contraste com a taxa de câmbio média do mês para compra, tem-se a Figura 11. Há uma clara relação positiva entre as variáveis, ou seja, a discrepância entre taxas de juros exerce influência altista na formação da taxa de câmbio. Esta, por sua vez, apresenta importância para o setor exportador brasileiro, bem como sobre a composição das exportações brasileiras, como apontaram Marçal e Holland (2012).

FIGURA 11 – Diferenças mensais entre taxas de juros SELIC e a taxa de juros *FED funds Rate* e a taxa de câmbio média mensal para compra.



* Para todas as variáveis, base janeiro de 2000=1.

Fonte: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 2012.

Pela Figura 11, constata-se que ao tomar janeiro de 2000 como base para análise, o ponto de máxima diferença entre taxas de juros foi verificado em meados de 2003. Neste período, a taxa de câmbio também se apresentava próxima de seus valores máximos. Além disso, o período entre meados de 2005 e meados de 2007 se caracterizou por quedas significativas na discrepância entre as taxas de juros, e simultaneamente, a taxa de câmbio passou por um período de notável redução em seu valor. A reversão da redução no diferencial de juros, iniciado no segundo semestre de 2007, também foi posteriormente seguida pela reversão da tendência na taxa de câmbio. Notam-se, portanto, movimentos similares entre as variáveis.

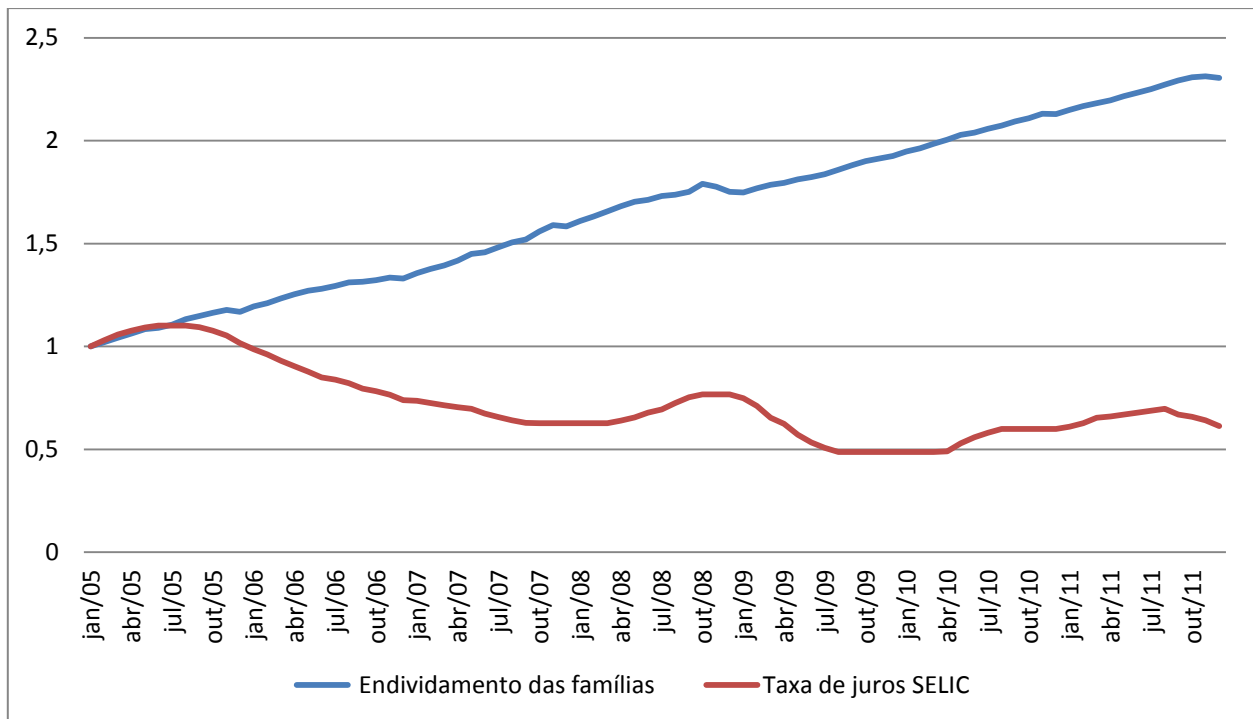
Por fim, ressalta-se a importância da queda taxa de juros SELIC¹⁷ sobre as famílias, o setor privado e a dívida líquida pública.

Sendo a taxa básica de juros da economia, reduções na taxa SELIC exercem efeito reducionista sobre as demais taxas de juros comerciais nacionais (Wagner, Persiske e Pereira

¹⁷ Definida como a média dos juros que o governo paga aos bancos que lhe emprestaram dinheiro. Serve de referência para outras taxas de juros do país. A taxa SELIC é a taxa básica de juros da economia.

2012, ANEFAC, 2012). Por sua vez, essas últimas, aliadas a outros fatores, como elevação da renda, possibilitam que o endividamento das famílias seja aumentado, visto que está ocorrendo uma redução no custo da dívida. A elevação do endividamento das famílias é um fato constatado para o caso brasileiro, como aponta a Figura 12.

FIGURA 12 – Taxa de juros SELIC (% a.a) e endividamento das famílias com o Sistema Financeiro Nacional em relação à renda acumulada dos últimos doze meses - %.



* Para todas as variáveis, base janeiro de 2005=1.

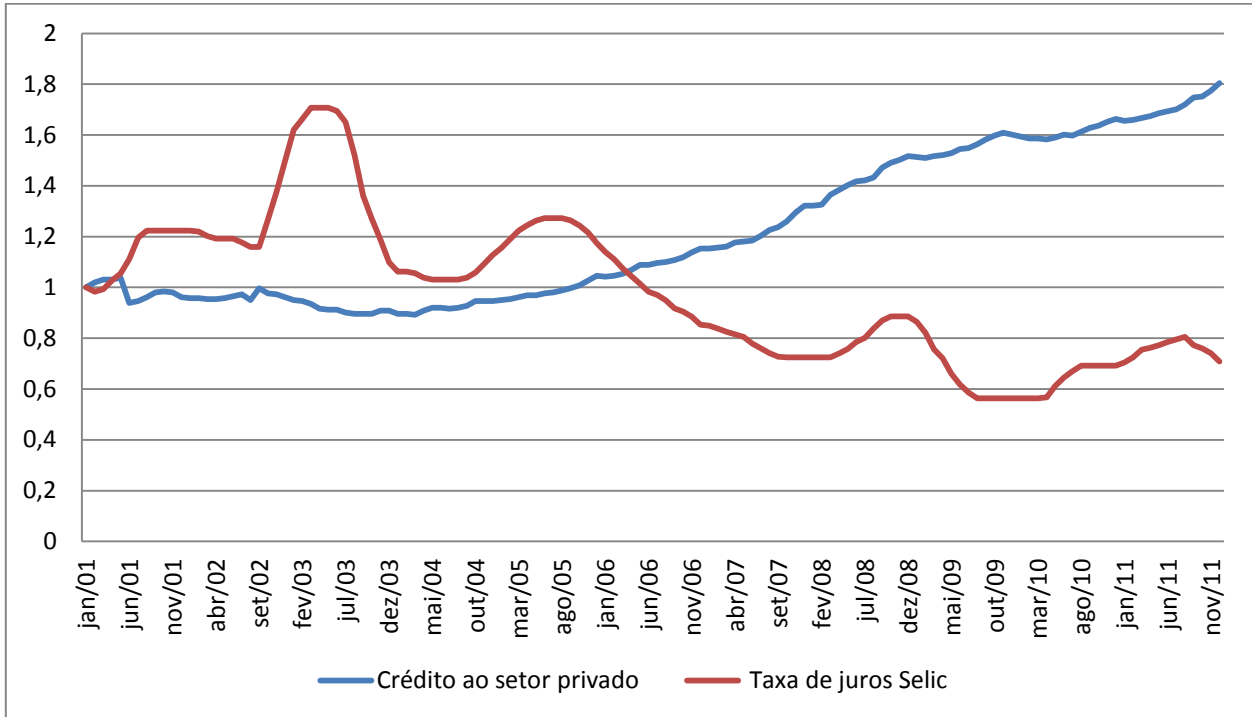
Fonte: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada e Banco Central do Brasil (DEPEC), 2012.

Ao se tomar janeiro de 2005 como base de análise, percebe-se que até dezembro de 2011 a taxa SELIC foi reduzida em aproximadamente 50%. No mesmo período, o endividamento das famílias mais do que duplicou. Assim, sugere-se que prevalece na economia brasileira uma relação elástica do endividamento das famílias frente à taxa SELIC. Ressalta-se ainda o caráter quase linear do endividamento das famílias, em contraste a taxa SELIC.

Ainda, no caso brasileiro, a redução da taxa de juros SELIC, à medida que pressionou a redução de outras taxas de juros, possibilitou uma redução no custo da dívida privada, o que também implicou em uma elevação no crédito total ao setor privado como função do produto. Ressalta-se que, em conformidade com a Figura 13, o período a partir de 2006,

caracterizado pela queda mais acentuada da taxa de juros, coincidiu com o período de crescimento mais acentuado do crédito ao setor privado.

FIGURA 13 – Taxa de juros SELIC (% a.a) e crédito do sistema financeiro total ao setor privado, como função (% do PIB).



* Para todas as variáveis, base janeiro de 2000=1.

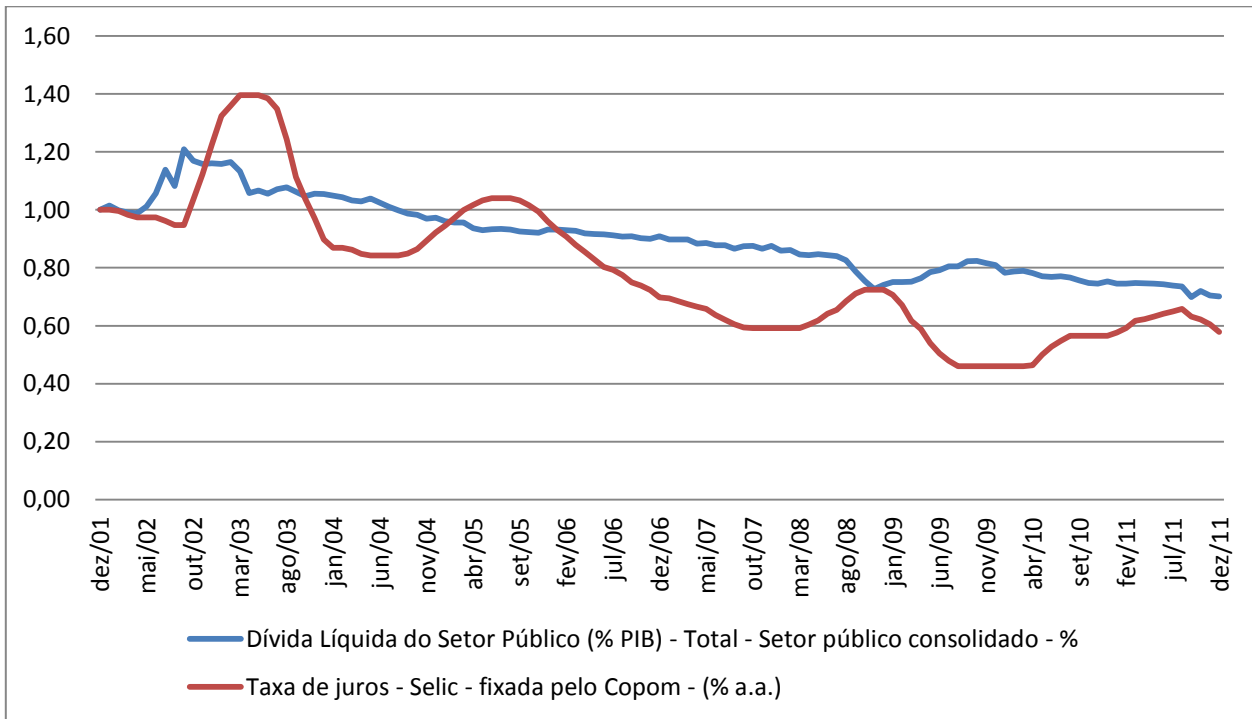
Fonte: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada e Banco Central do Brasil (DEPEC), 2012.

Ao se tomar como base janeiro de 2000, percebe-se que a taxa de juros SELIC, ao fim de 2011, foi reduzida em aproximadamente 40%. Por sua vez, no mesmo período, o crédito ao setor privado foi elevado em praticamente 80%. Nesse sentido, e similar ao caso do endividamento das famílias, sugere-se uma relação elástica entre as variáveis, em que o crédito ao setor privado é significativamente impactado pela queda na taxa básica de juros. Tal relação torna-se mais clara a partir de março de 2006, ponto em que ocorre a intersecção das variáveis e elevação do movimento tendencial de ambas.

Como aponta Afonso (2011), a redução da taxa SELIC reduziu os encargos da dívida pública, ou seja, menos recursos foram comprometidos com o pagamento de juros da dívida pública. Aliada a redução dos encargos da dívida pública, a manutenção de superávits primários possibilitou que a dívida líquida do setor público (%PIB) fosse reduzida, o que

naturalmente gerou um efeito retroalimentador sobre o comprometimento de recursos para pagamentos de juros da dívida pública. Com menos recursos demandados para esta finalidade, uma pressão de demanda é reduzida sobre a poupança disponível, auxiliando no processo de redução das taxas de juros. A Figura 14 apresenta o comportamento da dívida líquida do setor público (% PIB) e da taxa SELIC, evidenciando o recíproco comportamento entre as variáveis.

FIGURA 14 – Taxa de juros SELIC (% a.a) e Dívida Líquida do Setor Público (% PIB) - Total - Setor público consolidado.



* Para todas as variáveis, base dezembro de 2001=1.

Fonte: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada e Banco Central do Brasil (DEPEC), 2012.

Ao se tomar como base dezembro de 2000, percebe-se que a variável taxa SELIC foi reduzida em aproximadamente 40% até dezembro de 2011. Por sua vez, a variável dívida líquida do setor público (% PIB), para o mesmo período, sofreu redução de aproximadamente 30%. Assim, embora a dívida líquida do setor público (% PIB) tenha sido reduzida em percentual menor do que a taxa SELIC, a oscilação de ambas foi próxima, demonstrando que as variações da taxa SELIC impactam na dívida líquida do setor público brasileiro.

Ainda que existam estudos que mensurem certos efeitos das taxas de juros na economia brasileira, pouco se tem estudado sobre os mecanismos que vinculam as taxas de juros

prevalecentes no cenário internacional e na economia brasileira. Soma-se a isso, a evidência de Silva, Triches e Hilbrecht (2009), cujo estudo apontou a maior integração da economia brasileira com o mercado financeiro internacional nos últimos anos. Nesse sentido, é de se esperar que a taxa de juros internacional possa estar exercendo influência crescente na taxa de juros brasileira. Uma possível associação entre ambas é provável, portanto, as evidências empíricas podem auxiliar a compreensão desse fenômeno, dando subsídios às diretrizes de políticas econômicas.

Estudos, a exemplo de Bacha (2010), Franco (2011 a, b), Garcia e Didier (2003), Pessoa e Nakane (2011), verificam como certo conjunto de variáveis impacta na taxa de juros interna, entretanto, pouca ênfase tem se dado a análise do impacto da taxa externa de juros na taxa interna de juros. Com efeito, a condução da política monetária ainda pode ser aperfeiçoada, visto que é possível compreender melhor a influência da taxa de juros externa sobre a taxa interna de juros.

Elucidar quais são os principais fatores determinantes da taxa de juros interna, bem como elucidar o grau de influência da taxa de juros externa sobre a taxa interna de juros é de crucial importância na atual conjuntura vivenciada pela economia brasileira, visto que o Brasil atualmente é um país com conjuntura macroeconômica estável, seu vigor econômico é destacado e desperta à atenção de vários países no mundo, e ainda assim há obstáculos importantes a serem compreendidos e superados. Não há vantagem ao Brasil ser caracterizado como um país de uma década de crescimento, seguida de outras décadas futuras perdidas, como já ocorreu anteriormente. Esse estudo pode auxiliar na compreensão do desempenho futuro da economia brasileira, e, em última instância, propiciar apontamentos que contribuam para aperfeiçoar a eficácia da política monetária brasileira.

1.2 Hipóteses

1. A taxa de juros nacional é influenciada pela taxa internacional de juros, mesmo em ambiente de imperfeita mobilidade de capitais. Contudo, há mecanismos endógenos à economia brasileira que possibilitam a redução da taxa interna de juros.

1.3 Objetivos

1.3.1 Objetivo Geral

Investigar a taxa básica de juros no Brasil, determinando quais são os principais fatores determinantes desta.

1.3.2 Objetivos Específicos

1. Identificar os fatores mais importantes para a formação da taxa de juros interna.
2. Apontar mecanismos endógenos à economia brasileira que possam auxiliar na redução da taxa de juros interna.
3. Compreender a influência da taxa de juros externa sobre a taxa de juros interna.

2 REVISÃO DA LITERATURA

Esta seção visa identificar através da literatura quais fatores tem sido apontados como determinantes da taxa interna de juros, e conseqüentemente, os possíveis mecanismos endógenos para se reduzir a taxa de juros no Brasil. Ainda, levanta-se o que os trabalhos já elaborados a respeito da relação de equilíbrio entre diferentes taxas de juros constataram. Também serão apontados os métodos empregados de estudo e as principais conclusões.

2.1 Mecanismos endógenos para se reduzir a taxa de juros no Brasil – o papel da política econômica¹⁸

Garcia e Didier (2003), visando compreender a dinâmica da taxa de juros interna no Brasil, estimaram para o período de janeiro de 1995 a junho de 2001 quais variáveis mais impactaram na determinação da taxa de juros interna. Como resultados, obteve-se que, além do risco cambial, o risco Brasil é relevante para a determinação da taxa de juros doméstica. Em menor grau, verificou-se que a taxa de juros externa e a depreciação cambial esperada também exerceram impacto significativo na taxa interna de juros. Assim para controle da política econômica nacional, risco cambial e risco país foram apontadas como variáveis a serem consideradas para a redução da taxa de juros no Brasil.

Por sua vez, Franco (2010), afirma que o melhoramento do superávit primário poderá abrir espaço para um ciclo virtuoso de queda permanente na taxa de juros brasileira. Ainda segundo Franco (2011, a), o Brasil, apresenta necessidade de financiamento do setor público na mesma faixa de países como Grécia, Itália, Bélgica, Portugal, Espanha e Irlanda. Agravando o quadro, as rolagens da dívida pública são da ordem de 20% do PIB e ocorrem a cada ano, além de o país apresentar despesas com juros da ordem de 6% do PIB, aproximadamente, como no ano de 2011. Nesse sentido, cabe a política econômica, visando reduzir a taxa interna de juros, elevar o superávit primário, reduzir a necessidade de financiamento do setor público, bem como alongar os prazos para a rolagem da dívida pública.

¹⁸ Nesse tópico, será abordado apenas o que a literatura tem apontado como possíveis caminhos da política econômica para se reduzir a taxa de juros no país.

Bacha (2010) evidenciou alguns pontos a serem usados pela política econômica, visando reduzir a diferença entre a taxa de juros no Brasil e no exterior: a dívida pública deve ser reduzida significativamente - parcela das reservas internacionais deve ser dada em garantia da dívida interna - definição pelo Conselho Monetário Nacional (CMN) de uma meta de inflação de longo prazo, de 3% ao ano, a ser alcançada até o final de uma década - a liberalização das aplicações financeiras no exterior - o Conselho Monetário Nacional passe a condicionar os volumes e os custos dos créditos direcionados aos movimentos da taxa SELIC – e, no que diz respeito ao IPCA, os preços administrados passem a ser indexados não pela inflação passada, mas sim pela meta de inflação de longo prazo, de 3% ao ano. Contudo, ressalta o autor, a eficácia da mudança das regras para os preços administrados depende de que, previamente, sejam adotadas as medidas fiscais e monetárias sugeridas.

Arida, Bacha e Lara-Resende (2004), indagam o motivo da contínua e significativa disparidade entre a taxa de juros verificada no Brasil e no resto do mundo. Segundo os autores, há algo de fundamental para explicar esse fenômeno: a incerteza jurisdicional – que é a raiz da inexistência de um mercado de créditos de longo prazo no país – e o grau de conversibilidade da moeda. A incerteza jurisdicional, que possui raízes profundas no executivo, legislativo e no judiciário, pode ser decomposta em um viés anticredores, como o risco de atos arbitrários e de mudança do valor dos contratos antes ou no momento da sua execução, e também como o risco de uma interpretação desfavorável do contrato em caso de uma decisão judicial.

Um mercado doméstico de longo prazo não existe porque não há fundo de poupança de longo prazo disponível sob a jurisdição brasileira. No Brasil, prevalece uma resistência a investir em instrumentos de dívida de longo prazo. Ademais, a incerteza jurisdicional piorou após a Constituição de 1988, visto que esta introduziu a possibilidade de mudanças na interpretação de conflitos de princípios constitucionais, em especial a subordinação da propriedade privada à sua “função social”. Assim, a constituição de 1988 é um exemplo de como a tentativa “paternalista”, nas palavras dos autores, de substituir o governo pelo mercado na alocação de recursos de longo prazo agrava a incerteza jurisdicional. Por fim, isso implica que a incerteza jurisdicional reduz a disponibilidade global de crédito na economia e impede a existência de um mercado financeiro de longo prazo no país (ARIDA, BACHA E LARA-RESENDE, 2004).

Ainda Arida, Bacha e Lara-Resende (2004), afirmam que sendo a jurisdição boa e as divisas de fácil conversão, a taxa de juro de curto prazo é baixa, existindo um mercado de crédito de longo prazo em moeda nacional e também no exterior. Sendo a jurisdição boa, mas a moeda não conversível, a taxa de juros de curto prazo é baixa, mas um mercado de crédito de longo prazo em moeda doméstica existe localmente, mas não no exterior. Sendo a jurisdição ruim, mas a moeda conversível, o mercado financeiro de curto prazo "local" é dolarizado e a taxa de juros pode ser moderada. Por fim, sendo a jurisdição ruim e a moeda não conversível, a taxa de juros doméstica de curto prazo é elevada e um mercado de crédito doméstico de longo prazo não existe. Neste último quadro se encaixa o Brasil.

Além disso, e como sugestão de política econômica, as oscilações da taxa de câmbio e da dívida pública impactam na taxa de juros do Brasil. A elevada dívida pública impõe pressão na taxa de juros. A necessidade de financiamento do setor público compete com os escassos fundos de poupança, impactando assim na taxa de juros. O próprio gasto do governo substitui o investimento privado e “previne” a economia de crescimento (ARIDA, BACHA E LARA-RESENDE, 2004).

Ubierno (2012) aponta que a taxa de juros no Brasil declina à medida que a taxa de poupança da economia cresce e a situação fiscal do governo é aperfeiçoada. Também, a volatilidade da inflação está associada com elevações na taxa de juros doméstica, enquanto a adoção do regime de metas de inflação resultou em significativa redução das mesmas. Destaca-se a constatação de que um aumento na poupança doméstica fica atrelado ao melhoramento da situação fiscal, cujo efeito é aproximadamente três vezes superior ao que surgiria no caso de um equivalente acréscimo na poupança privada. Portanto, melhorar a situação fiscal do país é o meio mais simples para se reduzir a taxa de juros.

Ainda segundo Ubierno (2012), resultados econométricos apontaram que controlando tudo o mais no modelo, a taxa real de juros no Brasil é aproximadamente dois pontos percentuais maior do que de outros países utilizados em sua amostra (que inclui países desenvolvidos, países do G20 e países em desenvolvimento), sugerindo assim que existem para o Brasil fatores específicos que não foram capturados em sua análise. Possivelmente, a segmentação do mercado de crédito e a inércia inflacionária resultante das práticas de indexação podem estar contribuindo para esse resultado.

Há várias peculiaridades que afetam a transmissão da política monetária e geram potenciais fontes de pressões altistas na taxa de juros. Conforme explicita Ubiergo (2012), tem-se o mercado de crédito segmentado, no qual o BNDES fornecendo crédito subsidiado faz com que a política do Banco Central atinja apenas parte do mercado de crédito nacional, e, assim, força o Banco Central a elevar ainda mais a taxa de juros, de modo a manter o mercado de crédito em um nível consistente com a meta de inflação. Soma-se a isso a remuneração mínima da caderneta de poupança, que faz com que essa modalidade de investimento possa ser mais atrativa que outras modalidades, competindo, portanto com fundos de investimento, e assim, gerando problemas com o financiamento da dívida pública. Nesse sentido, a remuneração mínima da caderneta de poupança opera como um piso para a taxa de juros no Brasil¹⁹. Por fim, há também a meta de inflação, que atualmente é de 4,5% ao ano, e que, segundo o autor, é uma meta consideravelmente elevada comparada a outros países emergentes.

Pessoa e Nakane (2011) argumentam que a estabilização macroeconômica brasileira precisa ser completada, e isso remete a redução na taxa de juros. Em síntese, a elevada taxa de juros existe no país devido a um excesso de demanda sobre a oferta por bens e serviços. Segundo Pessoa e Nakane (2011, p.2):

“Nossa interpretação é que a baixa poupança no Brasil explica os elevados juros. A poupança é baixa em dois sentidos. Não somente o nível da poupança é baixo como a taxa de poupança não cresce quando a taxa de crescimento do produto eleva-se. Por exemplo, ao longo de todo o governo Lula, a taxa de investimento cresceu muito. As taxas saíram de aproximadamente 14% do PIB para algo perto de 19% no terceiro trimestre de 2008. Estes 5% do PIB de alta da taxa de investimento correspondeu a um aumento na absorção de poupança externa do mesmo montante: saímos de um superávit de transações correntes de pouco menos de 2,5% do PIB para um déficit ao redor de 2,5% do PIB! Isto é, a elevação do gasto autônomo do investimento não gerou a sua própria oferta. O princípio keynesiano da demanda agregada parece não funcionar no Brasil: o investimento não gera a sua própria poupança. Para que a inflação não aumentasse muito, a poupança externa teve que tapar o excesso da demanda sobre a oferta. No entanto, mesmo com o concurso da poupança externa ainda nos deparamos com taxa básica de juros muito elevada”.

Para Pessoa e Nakane (2011), visando reduzir a taxa de juros no Brasil, é necessário rumar para uma maior conversibilidade da moeda, de modo que o risco cambial seja reduzido, e elevar a absorção de poupança externa, ainda que ocorra uma apreciação cambial. Ou

¹⁹ A lei nº 12703, de 7 de agosto de 2012, alterou as regras da poupança e vinculou a rentabilidade da aplicação à flutuação da taxa básica de juros da economia - SELIC.

ainda, e menos popular, seria necessário alterar o contrato social da redemocratização, reduzindo o estado de bem-estar social de forma a ser elevada a poupança doméstica.

Segundo Sicsú e Oliveira (2003), a política monetária no Brasil é utilizada de forma incorreta, visto que corriqueiramente o regime de metas de inflação traça um diagnóstico enganoso sobre a origem do processo inflacionário. O uso da taxa de juros como instrumento para manter a inflação sob controle é inadequado, visto que a inflação na maioria dos casos é um problema do lado da oferta e que a taxa de juros incide basicamente sobre o lado da demanda, e não da oferta. Nesse sentido, uma elevação da taxa de juros (visando reduzir a inflação) ataca os sintomas da inflação e não suas causas.

Conforme Sicsú e Oliveira (2003), *“A política anti-inflacionária de elevação dos juros derruba a inflação. Entretanto, condena a economia a um estado de semirresfriamento permanente com altas taxas de desemprego e baixas taxas de investimento”*. De tal forma, a taxa de juros não deve ser utilizada para controlar a inflação nem para reduzir a volatilidade da taxa de câmbio. Sugerem ainda, que as duas principais causas da inflação brasileira - uma inflação de custos, e não de demanda - são a inflação importada (por conta das variações cambiais) e a inflação de preços administrados.

Na conjuntura econômica brasileira, a redução de juros se torna possível de forma considerável, sem comprometer a inflação. Especificamente, visando manter a inflação branda, deve-se adotar um rigoroso controle de capitais, visto que a inflação importada é decorrente de movimentos altistas da taxa de câmbio. Ainda, no que diz respeito aos preços administrados, sugere-se que todo e qualquer contrato legal que tange a preços administrados deve ser eliminado após seu período de vigência, e ainda se possível tais tipos de contratos devem ser renegociados quando estiverem em vigor, sendo que novos contratos dessa natureza devem ser proibidos (SICSÚ E OLIVEIRA, 2003).

Por sua vez, Oreiro e Passos (2005) discutem a estrutura de governança da política monetária²⁰ brasileira, argumentando que a mesma é inadequada para o funcionamento do sistema de metas de inflação. Tal inadequação ocorre, pois, na estrutura de governança da política monetária, segundo Oreiro e Passos (2005, p.157):

“... Não há uma clara separação entre a autoridade responsável pela fixação das metas da política monetária e a autoridade responsável pela obtenção das mesmas; as metas

²⁰ O arcabouço institucional no qual a política monetária é realizada.

de inflação não refletem adequadamente as “preferências sociais” no que se refere ao “grau de aversão à inflação” e o grau de aversão social ao trade-off entre inflação e desemprego; e a fixação da taxa de juros pelo COPOM é feita com base em expectativas inflacionárias de agentes que não tem poder efetivo de fixação de preços”.

Ainda, Oreiro e Passos (2005) defendem a alteração da estrutura de governança da política monetária brasileira, que sem comprometer a autonomia operacional do Banco Central, pode contribuir para eliminar o “problema dos juros” brasileiro. Nesse sentido, propõem: 1) Elevação do número de membros do Conselho Monetário Nacional, visando aumentar a representatividade do mesmo, principalmente no que se refere à fixação das metas inflacionárias; 2) Uso do “núcleo de inflação”, ou seja, a remoção da fórmula de cálculo do IPCA dos componentes sujeitos a choques de oferta; 3) Mudança da forma de apuração das expectativas inflacionárias, em que, o Banco Central deve apurar as expectativas de inflação de amplos segmentos da indústria e do comércio, e ainda, possivelmente, consultar departamentos de pesquisa econômica de renomadas instituições de ensino superior a respeito de suas previsões sobre a inflação futura; 4) No regime de metas de inflação, exigem-se que as autoridades monetárias tenham total controle sobre os instrumentos de política monetária – algo ainda não operante no Brasil.

Já Gomes e Aidar (2005) analisam o regime brasileiro de metas inflacionárias, demonstrando preocupações com o rumo da condução de política monetária brasileira. Sustentam que enquanto os problemas estruturais da economia não forem eliminados (elevado gasto governamental, alto endividamento público, preços administrados atrelados ao dólar), os agentes estarão apostando contra as ações do governo e, assim, especulando contra o sistema de metas de inflação no Brasil.

Gomes e Aidar (2005) argumentam que ocorreram melhorias pontuais na economia brasileira, contudo, a suposta melhora econômica ocorrida com o regime de metas de inflação esconde vários problemas, dentre os quais, o crescimento econômico estagnado, as taxas de desemprego e de juros estabilizadas em patamares elevados. A recuperação econômica ocorrida na economia brasileira com o regime de metas de inflação não pode ser celebrada, visto que não há sinal de sustentabilidade deste crescimento. Primeiro, pois a elevada taxa de juros bloqueia investimentos produtivos, necessários para a sustentação do crescimento econômico do país. Segundo, reformas sérias e necessárias ainda não foram realizadas no país. Enquanto persistirem

os problemas estruturais - elevado gasto governamental, alto endividamento público, preços administrados atrelados ao dólar, a taxa de juros não poderá convergir para níveis internacionais.

Segundo Modenesi e Modenesi (2011), a redução da taxa de juros para níveis próprios de economias estáveis — sem que isso implique a volta da inflação — é o grande desafio a ser cumprido pelo país. A política monetária tem sido pouco eficaz no Brasil: apesar da persistência de taxas de juros em níveis exorbitantes, a inflação tem permanecido elevada e vagarosa em declinar. Apesar do sucesso do Plano Real no controle da inflação e da preservação da estabilidade de preços nos anos subsequentes, o BACEN permanece mantendo a taxa SELIC em patamares elevados. De tal forma, a política monetária brasileira tem se distinguido dos padrões internacionais, com o país apresentando as maiores taxas de juros reais do mundo. Apesar do sucesso inequívoco do Plano Real no controle da inflação e da preservação da estabilidade de preços nos anos subsequentes, o BACEN permanece até hoje mantendo a SELIC em patamares elevados. A estabilidade econômica se apoiou numa política monetária restritiva e, assim, muito onerosa ao país.

Ainda para Modenesi e Modenesi (2011), a política monetária apresenta um problema: apesar da longa persistência da taxa de juros em níveis exorbitantes, a inflação tem cedido pouco. Por fim, salientam que o tema no Brasil aponta as seguintes razões da elevada taxa de juros, tem-se: reduzida eficácia da política monetária; convenção a favor do conservadorismo na política monetária; equilíbrios múltiplos da taxa de juros; fiscalista; e incerteza jurisdicional.

A hipótese de ineficácia da política monetária resulta em altos juros e alta inflação coexistindo. Faz-se necessário desobstruir os canais de transmissão, tornando a política monetária mais eficaz. Para tanto, exige-se a lã do processo de desindexação da economia. No Brasil, parcela significativa de bens e serviços mantém preços formalmente indexados. A mesma desindexação deve ser realizada com ativos financeiros, como as Letras Financeiras do Tesouro (LFT) (MODENESI E MODENESI, 2011).

No que diz respeito aos equilíbrios múltiplos da taxa de juros, sustenta-se que a partir de determinado patamar, a SELIC se torna um fator determinante do risco de *default*, ao aumentar a despesa com juros da dívida pública. De tal forma, a taxa de juros doméstica passa a determinar o risco-país, e não o oposto, como previsto pela teoria da paridade da taxa de juros (MODENESI E MODENESI, 2011).

Em relação ao conservadorismo na política monetária, tem-se que a alta taxa de juros não configurou problema de natureza unicamente macroeconômica. A alta taxa de juros se tornou o resultado de uma coalizão de interesses formada em torno da manutenção dos juros em níveis elevados (MODENESI E MODENESI, 2011).

Por sua vez, a visão fiscalista não propõe mudança na política monetária. Ela sustenta que a SELIC é alta em virtude da falta de coordenação entre as políticas fiscal e monetária. A política fiscal é considerada demasiadamente expansionista, o que pressiona a demanda agregada e, naturalmente, repercute na inflação (MODENESI E MODENESI, 2011).

Por fim, a hipótese da incerteza jurisdicional mescla o viés institucional e o microeconômico. Tal hipótese sustenta que os agentes evitam aplicar suas poupanças a longo prazo devido à incerteza jurisdicional — risco de descumprimento de contratos sob jurisdição brasileira (manipulação de indexadores, anulação judicial de cláusulas de correção cambial, congelamento de ativos financeiros). Tal incerteza culmina na inviabilização da precificação dos ativos financeiros de longo prazo e, assim, na formação de um mercado de crédito de longo prazo (MODENESI E MODENESI, 2011).

Oreiro e Basílio (2011) indagam a razão da taxa de juros no Brasil ser tão alta. Segundo os autores, o tema no Brasil aponta as seguintes causas: 1) Elevado grau de inércia inflacionária, devido aos mecanismos formais de indexação de preços, sobretudo o caso dos preços administrados; 2) baixa eficácia da política monetária devido à existência de uma parcela considerável de títulos da dívida pública que são indexados à taxa básica de juros (é o caso das LFTs); 3) Uso inadequado das políticas monetária e fiscal, dado que a política fiscal no Brasil (ao menos desde 2008) tem sido fortemente expansionista - em função do crescimento dos gastos primários do governo a uma taxa superior a do crescimento do PIB, obrigando a política monetária a ser contracionista para evitar o crescimento excessivo da demanda agregada; 4) rigidez excessiva do regime de metas de inflação - imposição de metas declinantes obriga o BACEN a manter a economia em estado de permanente semiestagnação, visando à elevação do hiato do produto, que permite uma queda gradual da inflação ao longo do tempo; 5) fragilidade financeira do Estado, devido ao reduzido prazo de maturidade de sua dívida pública, a qual vence num prazo médio inferior a 40 meses.

Nesse sentido, Oreiro e Basílio (2011) propõem eliminar as causas estruturais da taxa de juros elevada no Brasil. Para tanto, exige-se a desindexação da economia brasileira

(incluindo preços administrados e salário mínimo), extinção dos títulos da dívida pública atrelados à SELIC e mudança no mix de política macroeconômica, estabelecendo um teto para a taxa nominal de crescimento dos gastos de consumo e de custeio da administração pública em um nível inferior ao crescimento projetado do PIB nominal.

2.2 Relacionamento entre diferentes taxas de juros

Lardic e Mignon (2004) estudaram a teoria das expectativas por meio de testes para a existência de uma relação de cointegração fracional entre as taxas de juros de curto e de longo prazos. A cointegração fracionária permite que a ordem de integração do erro na relação de equilíbrio possa assumir qualquer valor real entre 0 e 1, ou seja, ele pode ser fracionado. Mais especificamente, um termo de erro fracionalmente integrado implica na existência de um equilíbrio de longo prazo entre as taxas de juros de curto e longo prazos. Neste estudo, utilizando dados trimestrais de 1960 a 1999 para os países do G7 (Estados Unidos, Japão, Alemanha, Reino Unido, França, Itália e o Canadá) os autores encontraram evidências de cointegração fracional entre taxas de juros para os países do grupo, com exceção da Alemanha. Entre os países citados, os efeitos de choques nas taxas de juros são dissipados, e o equilíbrio nas taxas de juros entre os países prevalece no longo prazo.

Por sua vez, Edwards (1998) investigou o caso chileno de introdução de controles de capitais a partir de 1991, visando manter a taxa de juros doméstica superior a internacional, dado o contexto de maior integração com os mercados financeiros internacionais. Com o uso de informações sobre diferencial entre as taxas de juros chilenas e norte americanas nos períodos de 1988 a 1991 e de 1991 a 1996, o autor estimou funções de impulso-resposta nos próprios diferenciais de juros, visando verificar se no período de maior restrição de capitais, a velocidade de convergência para o equilíbrio de longo prazo seria mais lenta do que em períodos de menores restrições. Identificou-se que no período de maior restrição na mobilidade de capitais (1991/1996), os diferenciais de juros se mostraram mais lentos no processo de convergência. Ainda, o autor verificou que os controles de capitais possibilitaram certo grau de controle no curto prazo sobre a taxa de juros doméstica por parte das autoridades monetárias chilenas.

Frankel e Okongwu (1995) estudaram o caso das taxas de juros em países como Argentina, Chile, México, Filipinas, Coréia, Singapura e Tailândia. Especificamente, decomporam as taxas de juros domésticas na desvalorização cambial e no prêmio de risco para investigar as possíveis causas que mantiveram as taxas domésticas desses países acima das taxas internacionais. Analisando as taxas de juros desses países no período entre 1987 e 1994, observaram que as taxas de juros internacionais possuem grande influência nas taxas de juros dos países emergentes. Ainda, verificou-se que o principal motivador da diferença nas taxas de juros foi a expectativa de depreciação das moedas locais frente ao dólar, e que as taxas de juros locais desses países possuem elevada sensibilidade as variações da taxa de juros americana. Por fim, concluem que a taxa de juros americana é uma das principais determinantes das condições financeiras dos mercados emergentes estudados.

Wagner, Persiske e Pereira (2012), estudando o caso brasileiro, analisaram a velocidade de ajustamento no curto e no longo prazo da taxa de juros para operações de crédito com relação à taxa SELIC, utilizando dados para o período de junho de 2000 a janeiro de 2011. As séries analisadas foram taxa de juros para pessoa jurídica, taxas de juros para pessoa física, SELIC e taxa de aplicação consolidada geral. Para avaliar a relação entre as taxas de juros, testaram a cointegração das taxas de juros de crédito e da SELIC, estimando a velocidade de ajustamento em relação ao equilíbrio de longo prazo. Como resultados, encontraram evidências de cointegração da SELIC com as taxas avaliadas. As variações na SELIC não foram imediata e integralmente refletidas nas variações das outras taxas no curto prazo. Além disso, a velocidade de ajustamento ao equilíbrio de longo prazo foi lenta, o que sugeriu que os bancos racionaram crédito, e que as taxas de juros analisadas possuem rigidez no curto prazo.

Também no caso brasileiro, Karbel (2009) testou a paridade descoberta da taxa de juros²¹ no Brasil para o período que compreende janeiro de 2000 a outubro de 2008. Considerando uma quebra estrutural no período, dividiu a amostra em duas partes, janeiro de 2000 a abril de 2003 e maio de 2003 a outubro de 2008. Para o primeiro período a hipótese da paridade descoberta da taxa de juros não foi rejeitada, em virtude da forte dependência do capital externo frente ao financiamento do endividamento interno e externo, demonstrado pela forte

²¹ Nesta, os ativos denominados em moeda doméstica e externa são substitutos perfeitos. Esta teoria pressupõe que a taxa de juros interna é correlacionada com a taxa de juros externa. A arbitragem do mercado cambial equaliza o retorno dos ativos (nacionais e estrangeiros) em moeda estrangeira cujo risco cambial está descoberto (KARBEL, 2009).

correlação entre taxas de juros interna e externa, destacando que a taxa de juros interna (SELIC) não foi determinada exclusivamente por fatores internos. No período posterior, por sua vez, foi possível rejeitar a hipótese de paridade descoberta da taxa de juros, demonstrando que as taxas externas de juros não foram estatisticamente significativas na determinação da taxa de juros interna. Resumidamente, o estudo apontou que dependendo do período, a taxa de juros brasileira possui relação com a externa. No estudo também se verificou como risco cambial, risco país e prêmio de risco impactaram nessa relação, sendo que os resultados sugerem que tais variáveis exercem impacto significativo na relação entre a taxa de juros nacional e externa.

Marçal, Pereira e Filho (2001), realizaram um teste empírico da Paridade do Poder de Compra em sua versão absoluta e, em segundo plano, da Paridade da Taxa de Juros Descoberta. Utilizaram dados brasileiros visando realizar uma análise de cointegração. Levantaram dados de taxa de câmbio nominal, nível de preços, taxa de juros interna e externa. Os dados utilizados foram trimestrais e a amostra compreendeu o primeiro trimestre de 1980 e o segundo trimestre de 1994, cujo período é caracterizado pela remonetização da economia - introdução do Real. Como resultados, verificaram a insuficiência da teoria da paridade do poder de compra em sua versão absoluta, tomada isoladamente. Já para a teoria da paridade juros descoberta, não pode ser rejeitada a hipótese de existência de cointegração entre as variáveis desvalorização do câmbio nominal, taxa de juros interna e externa.

Silva, Triches e Hillbrecht (2009) analisaram o grau de mobilidade de capital do mercado financeiro brasileiro entre abril de 1990 e março de 2004 a partir da Paridade de Juros Coberta²². No trabalho, foi investigado o grau de mobilidade de capitais através de modelagem econométrica, utilizando-se dados de taxa de câmbio à vista, taxas de juros futura e taxa DI, bem como as taxas externas, no caso, as taxas *LIBOR* e *Treasury*. A análise permitiu avaliar se o grau de mobilidade de capital variou ao longo do tempo, ou seja, se houve variação durante o período de análise, pois, conforme embasamento teórico, os agentes podem encontrar formas de contornar a mobilidade restrita. Os diferenciais cobertos de juros foram obtidos por meio de uma combinação das taxas de juros domésticas, DI de um dia e SELIC, com as taxas de juros externas, *T-Bill* e *Libor*. Foi constatado que os desvios da paridade de juros coberta foram positivos, entre abril de 1990 e junho de 1994. Nesse período, a magnitude e a variabilidade dos

²² Na paridade de juros coberta, os investidores se protegem ou realizam *hedge* contra as variações da taxa de câmbio, quando determinam o rendimento na moeda de origem através de operações no mercado futuro cambial.

desvios foram elevados, quando comparadas com o período posterior. Também foi identificada uma tendência crescente nos desvios da paridade coberta entre abril de 1990 a junho de 1994. Ainda como resultados apontaram que a diferença das taxas de juros interna e externa foi gerada pela política monetária doméstica que manteve a taxa de juros nominal elevada a partir do final de 1991, produzindo desvios positivos das paridades de juros. Resumidamente, não foi encontrada evidência empírica em favor da manutenção da paridade coberta de juros através das séries construídas dos diferenciais cobertos de juros na economia brasileira entre abril de 1990 a março de 2004. Com a redução desses diferenciais no final do período analisado, as evidências sugeriram que a economia brasileira tem se tornado ao longo do tempo mais integrada com o mercado financeiro internacional. Isso sugere que a economia brasileira pode sofrer maior impacto do cenário externo no que tange a determinação das taxas de juros.

Garcia e Didier (2003) fizeram uma revisão da literatura de finanças e de macroeconomia aberta visando identificar as variáveis que importam para a determinação da taxa de juros em uma economia aberta. Utilizando-se de várias técnicas econométricas e dados de taxa de juros interna, externa, desvalorização esperada e prêmio de risco cambial, foi estimado o risco Brasil, para o período de janeiro de 1995 a junho de 2001. Ainda, estimou-se quais variáveis mais impactaram na determinação da taxa de juros interna (SELIC). Como resultados, identificaram alguns componentes importantes para a determinação do risco Brasil, entre eles os resultados fiscais esperados, o déficit esperado na conta corrente, as condições do mercado financeiro doméstico e as condições do mercado financeiro internacional. O risco de conversibilidade mostrou ser um importante determinante do risco Brasil, sobretudo em épocas de crise, embora tenha perdido relevância nos últimos períodos da pesquisa. Ainda, obteve-se que, além do risco cambial, o Risco Brasil foi relevante para a determinação das taxas de juros domésticas. Menor importância foi dada a taxa de juros externa e a depreciação cambial esperada, embora ambas impactassem significativamente.

Segundo Sachsida, Teixeira e Júnior (1999), no tratamento de modelos de economia aberta, duas variáveis frequentemente se fazem presentes. A análise da interação entre taxa de câmbio e taxa de juros foi o objeto do estudo. Especificamente, o objetivo da pesquisa foi testar a hipótese da paridade juros descoberta para o Brasil, no período de janeiro de 1984 a outubro de 1998, embasado teoricamente na hipótese de expectativas racionais. Utilizaram-se dados de taxa de juros doméstica (SELIC), e taxa de juros internacional – *treasury bills*.

Primeiramente, ressalta-se que o estudo encontrou ocorrência de quebras estruturais, através do teste de quebra estrutural de Chow. Para solucionar a questão da quebra estrutural, a série foi dividida em três períodos distintos: de janeiro de 1984 a dezembro de 1989, de janeiro de 1990 a junho de 1994, e de julho de 1994 a outubro de 1998. Para o primeiro período analisado, constatou-se que a hipótese da paridade juros descoberta não foi verificada, embora sinalizando influência da taxa externa de juros na formação da taxa interna de juros. Já no segundo período, as evidências não foram favoráveis a paridade juros descoberta. Assim, o mercado não cobrou um prêmio de risco. Mais que isso, a hipótese paridade juros descoberta foi verificada nesse intervalo de tempo, sinalizando assim que a taxa de juros doméstica era completamente determinada pela taxa de juros externa mais a desvalorização cambial. Por fim, no terceiro período verificou-se que a taxa de juros doméstica foi totalmente determinada por fatores internos, não ocorrendo relação alguma com a taxa de juros externa. Os autores ainda salientaram que, para o terceiro período, houve um equívoco de política econômica, visto que o governo tentou, simultaneamente, controlar o câmbio e os juros, o que na tendência de liberalização econômica e aumento da mobilidade de capitais, é inviável para a economia doméstica fixar a taxa de juros e a taxa de câmbio simultaneamente, dado que a taxa de juros internacional é exógena ao país.

3 REFERENCIAL TEÓRICO

Essa parte do trabalho tem por objetivo discorrer a respeito de conceitos de taxa de juros e do regime de metas de inflação, atualmente em vigor no Brasil. Através da operação do Banco Central, a taxa básica de juros (SELIC) é formada, balizando as demais taxas de juros existentes no país. Sequencialmente, será explicado como a operação do Banco Central brasileiro permite que a taxa básica de juros nacional possa divergir da taxa externa de juros.

3.1 A taxa de juros

3.1.1 A taxa natural de juros

Segundo Wicksell (1936), a taxa natural de juros é a taxa de juros que reflete os fundamentos reais de uma economia. Especificamente, a taxa natural de juros é aquela que orienta a alocação de recursos em uma economia, determinando o que será direcionado para consumo presente e o que será poupado e direcionado para investimentos. De forma a manter a poupança e o investimento em equilíbrio, a taxa natural de juros permite que a economia cresça sustentavelmente. Ou seja, endogenamente, regido pela taxa natural de juros, todo o produto que não é consumido (a poupança real) é utilizado para aumentar a capacidade produtiva de uma economia.

Para Mises (2010), e em acordo com a análise da taxa natural de juros de Wicksell (1936), a taxa natural de juros exprime a taxa que reflete as preferências temporais dos participantes de mercado. Com efeito, é ela quem aloca os recursos entre todos os estágios da cadeia produtiva de uma economia.

A preferência temporal diz respeito ao padrão de consumo escolhido pelos agentes econômicos ao longo do tempo. Uma redução na preferência temporal implica em uma orientação econômica mais voltada para o futuro. Assim, voluntariamente, os agentes decidem poupar mais no presente para aumentar o nível de consumo futuro. O conseqüente aumento da poupança diminui a taxa natural de juros, liberando os recursos que não foram consumidos nos estágios finais da produção, e assim, possibilitando a transferência desses recursos ociosos para

aplicações nos estágios iniciais de uma cadeia produtiva. Concomitantemente, a taxa natural de juros mais baixa faz com que os estágios iniciais de produção de uma cadeia produtiva se tornem mais lucrativos. Por meio dessa realocação de recursos entre os estágios produtivos, o padrão temporal de consumo escolhido gera um ajuste acomodatório da estrutura de produção de uma economia (MISES, 2010).

Em suma, a taxa natural de juros é tratada por Wicksell (1936) e Mises (2010) como sendo uma taxa de juros de equilíbrio. A taxa natural de juros é a taxa de juros que explicita qual é a real disponibilidade de recursos em uma economia, e suprindo as demandas atuais e futuras de um sistema econômico, permite que os planos de produção estejam permanentemente em sintonia com dado padrão de consumo. Com efeito, a implicação da taxa natural de juros reside no componente estabilizador que se impõe sob a economia, fazendo com que pressões inflacionárias não atinjam o sistema produtivo.

3.1.2 A taxa neutra de juros

Segundo Sicsú, Oreiro e Paula (2003), Wicksell (1997) já afirmava ser a questão do valor da moeda o problema central na economia monetária, sugerindo um manejo apropriado da taxa de juros de forma que esta fosse elevada em cenários inflacionários e reduzida em cenários de desinflação. A regra de Wicksell foi modernizada na sua retórica e na modelagem matemática, chamando-se atualmente de regra de Taylor.

Taylor (1993) argumenta que a política monetária deve ser determinada por regras transparentes e críveis, e que esta é a forma mais eficaz para se atingir os melhores resultados conjuntos de desempenho econômico, resultados estes medidos pelas taxa de inflação e variação do crescimento econômico. Tal argumento é utilizado para a adoção de regimes como o sistema de metas de inflação, atualmente em vigor no Brasil.

Segundo Modenesi (2005), a análise macroeconômica propicia notável destaque a interação entre inflação, nível de atividade e taxa de juros. O regime de metas de inflação fornece uma regra de atuação para a política monetária em relação aos níveis de inflação e atividade econômica, usando a taxa de juros como instrumento principal de intervenção. Especificamente, a autoridade monetária ajusta a taxa de juros nominal de forma a encontrar um equilíbrio entre os

desvios da inflação em relação à meta e os desvios do produto em relação ao nível potencial de produto.

A teoria macroeconômica fornece diversas formas de se analisar a interação entre inflação, nível de atividade econômica e taxa de juros. Um exemplo diz que as variações da curva de Phillips explicam a taxa de inflação como sendo uma função de alguma variável que mede o nível de atividade econômica (tais como desemprego, PIB, hiato do PIB) e taxa de juros. Por sua vez, a curva de Phillips é consubstanciada pela Regra de Taylor, cuja regra define a reação de uma autoridade monetária (em termos de movimentos da taxa de juros) em resposta a desvios de inflação com relação a uma meta e também desvios do produto em relação a um produto potencial, ou ainda, do desemprego em relação ao desemprego estrutural (MODENESI, 2005).

Ao se definir um produto potencial como sendo o nível de produto que gera inflação na meta estipulada, em um cenário sem choques, teoricamente um Banco Central pode encontrar um nível de taxa de juros nominal que dissipe o hiato do produto e resulte em uma inflação igual à meta estipulada. Nessa conjuntura, tem-se a taxa de juros neutra.

Logo, considerando ausência de choques, e considerando ausência de desvios da inflação em relação à sua meta, do desemprego em relação ao desemprego estrutural, do produto em relação ao produto potencial e também da taxa de juros em relação à taxa de juros neutra, analisa-se se a economia está ou não em situação de equilíbrio. De tal forma, uma análise para inflação e crescimento econômico comporta de forma implícita uma suposição de desvio da taxa de juros em relação à taxa de juros neutra.

3.2 Determinação da taxa básica de juros no Brasil: o regime de metas de inflação

Dentre os avanços teóricos em termos de política monetária, destaca-se o regime de metas de inflação. Diversos defensores desse regime contribuíram para o seu avanço, como por exemplo, Robert Lucas, Thomas Sargent, Neil Wallace, Edward Prescott, Robert Barro, Patrick Minford, David Gordon, Kenneth Rogoff, Carl Walsh. Estes autores argumentam que a política monetária teria efeito passageiro no crescimento econômico, ao passo que por meio de políticas agressivas, apenas inflação permaneceria.

O resultado mais relevante que deriva desses autores é a existência do chamado viés inflacionário, ou seja, o incentivo que a autoridade monetária tem para criar inflação-surpresa, visando reduzir o nível de desemprego abaixo da taxa natural. Sendo que a política monetária apenas afeta variáveis reais no curto prazo, a expansão da oferta monetária resulta, em última instância, em elevação da inflação, mantendo-se o desemprego em nível igual à taxa natural (MODENESI, 2005).

Como principal proposição prática, sugere-se a adoção do regime de metas de inflação. Esse regime pode ser considerado uma derivação da tese da independência do Banco Central. Essa tese se tornou muito popular a partir dos anos 1990 em virtude da publicação de trabalhos que evidenciaram a existência de uma relação negativa entre a taxa média de inflação e o grau de independência do Banco Central, verificada especialmente em países industrializados (MODENESI, 2005).

De acordo com Neves e Oreiro (2008), o regime de metas de inflação representa um método alternativo à condução tradicional da política monetária por regimes de câmbio fixo ou metas monetárias. Concebido sob o arcabouço teórico de neutralidade da moeda, o sistema de metas de inflação possui como intento principal perseguido pelo Banco Central a estabilidade dos preços, sendo crucial a credibilidade das autoridades monetárias.

Distintamente do regime de metas cambiais e se assemelhando ao regime de metas monetárias, a política monetária no regime de metas de inflação pode responder a choques domésticos. Comparado ao regime de metas monetárias, o regime de metas de inflação possui a vantagem de não depender de uma relação estável entre a moeda e a inflação, focando o sucesso no controle da inflação. Ainda mais, a meta de inflação possibilita a autoridade monetária o uso de todas as informações disponíveis, e não apenas uma variável, visando controlar a política monetária. (NEVES E OREIRO, 2008).

O método vigente de condução da política monetária está inserido no contexto do novo consenso macroeconômico, cujo principal objetivo da política monetária é o controle inflacionário, visto que nessa concepção a inflação é tida como um fenômeno essencialmente monetário. A taxa de juros atua como sendo o principal instrumento do Banco Central para estabilizar a inflação no longo prazo, sendo reconhecido o seu impacto sobre a demanda agregada apenas no curto prazo. Contudo, no longo prazo, as variáveis reais são afetadas apenas pelo lado da oferta (NEVES E OREIRO, 2008).

O regime de metas de inflação, que foi implantado em diversos países a partir da década de 1990, parte de dois pressupostos teóricos. O primeiro está relacionado à inoperância do regime de metas monetárias, experimentado em períodos anteriores ao do sistema de metas de inflação. O segundo pressuposto teórico diz que a política monetária é ineficaz em afetar variáveis econômicas reais de forma duradoura, como o nível de produto e de emprego (CARVALHO, et al, 2007).

Além disso, há duas importantes características do regime de metas de inflação, segundo (Bernanke e Mishkin, 1997, p. 11):

“Primeiro, a nível técnico, meta de inflação não se qualifica como uma regra política que não provê instruções operacionais simples e mecânicas para o Banco Central [...]. Segundo, e mais importante [o regime de] meta de inflação, como é atualmente praticado, contém um considerável grau do que muitos economistas definem como política discricionária²³ [...].

Segundo Modenesi (2005), o regime de metas de inflação, caracteriza-se pela ênfase na estabilidade de preços. O Banco Central deve possuir independência para seguir sua meta de inflação. A independência do Banco Central é sinônimo de uma autoridade monetária que atua exclusivamente como guardião da estabilidade de preços. Nessa ótica, a adoção de um regime de metas de inflação é caracterizada pelo reconhecimento explícito de que o objetivo da política monetária é a manutenção da taxa de inflação baixa e estável.

Operacionalmente, o Banco Central, visando cumprir sua finalidade operacional, anuncia uma meta numérica para a taxa de inflação - podendo ser um ponto ou uma banda – bem como um horizonte de tempo para a meta inflacionária ser atingida.

Como parâmetro para a meta de inflação, costumeiramente os bancos centrais definem os índices de preços a serem referenciados. Tradicionalmente, duas opções são utilizadas. No primeiro caso, tem-se índices cheios, como é o caso do índice de preços ao consumidor no Brasil. Além disso, há a opção do núcleo da inflação, que exclui do índice de preços referenciado itens que oscilam significativamente e que causam perturbações transitórias ou autocorrigíveis, possuindo pouca relação com movimentos permanentes nos preços. Assim, o uso do núcleo visa diminuir a volatilidade do índice de preços e, com isso, evitar o uso excessivo da política monetária em face da ocorrência de choques de oferta (CARVALHO, et al, 2007).

²³ Nesse sentido, o regime de metas de inflação é exercido por uma estrutura política denominada discricção limitada.

No sistema de metas de inflação, o Banco Central, através de suas operações no mercado aberto, regula a taxa básica de juros no curto prazo, realizando sua intervenção, que deve ser operacionalizada de modo que a taxa de inflação tenda a convergir para a meta pré-estabelecida. Especificamente, assume-se que há uma relação inversa entre taxas de juros e taxas de inflação.

No caso brasileiro, onde são adotadas bandas de inflação, conforme a taxa de inflação acelera e sinaliza romper com a banda estipulada, o Banco Central realiza sua intervenção, regulando a liquidez da economia, e assim a taxa básica de juros. Especificamente, se a inflação ameaça subir excessivamente, reduz-se a liquidez da economia e a taxa de juros é elevada. Da mesma forma, caso a inflação ameace cair significativamente, eleva-se a liquidez e a taxa de juros é reduzida.

Portanto, perseguindo suas metas inflacionárias, as alterações de liquidez por parte dos bancos centrais sustentam a manutenção de taxas básicas de juros distintas entre diferentes países.

4 METODOLOGIA

Os métodos de análise empregados nessa pesquisa serão o teste de cointegração de Johansen, o teste de Causalidade de Granger e o vetor autorregressivo (*VAR*). Através da análise de cointegração, será possível afirmar se há ou não uma relação de equilíbrio de longo prazo entre a taxa de juros externa e interna. Por sua vez, através do teste de Causalidade de Granger será possível afirmar se a taxa de juros externa pode auxiliar na previsão da taxa interna de juros. Ainda, por meio do vetor autorregressivo, será possível compreender quais os fatores mais importantes para a formação da taxa de juros interna. Conseqüentemente, os resultados apontarão alternativas à política econômica, evidenciando mecanismos endógenos a economia brasileira para se reduzir a taxa interna de juros.

4.1 Testes de raiz unitária

Segundo Gujarati (2006), os testes de raiz unitária consistem num conjunto de procedimentos alternativos para a análise de processos eventualmente caracterizados pela presença de rumo aleatório. Pode ser apresentado por meio do seguinte modelo:

$$Y_t = rY_{t-1} + u_t \quad (1)$$

Em que u_t é o termo de erro estocástico que segue as hipóteses clássicas, a saber, ele tem média zero, variância (σ^2) constante e é não autocorrelacionado, ou seja, trata-se de um ruído branco.

A equação anterior consiste numa regressão de primeira ordem, *AR*(1), já que o valor de Y no instante t está regredido contra o valor de Y no instante $t - 1$. Se o coeficiente de Y_{t-1} for igual a 1, o processo torna-se caracterizado pelo problema da raiz unitária, o que revela uma série não estacionária.

Quando o coeficiente r da equação $Y_t = rY_{t-1} + u_t$ é igual a um, diz-se que a variável estocástica Y tem uma raiz unitária. Na econometria de séries temporais, uma série com

raiz unitária é conhecida como série temporal de rumo aleatório - exemplo de série temporal não estacionária. Segundo Gujarati (2006), tal equação revela que a primeira diferença da série temporal será estacionária, já que, por hipótese, u_t é puramente aleatório.

Quando uma série temporal é diferenciada uma vez e a série diferenciada encontrada é estacionária, diz-se que a série original com caminho aleatório é integrada de ordem um, indicada por $I(1)$. Se a série original precisa ser diferenciada duas vezes – extraído-se a primeira diferença da primeira diferença – antes de se revelar estacionária, diz-se que a série original é integrada de ordem dois, ou $I(2)$. Quando uma série temporal precisa ser diferenciada d vezes para se revelar estacionária, diz-se que é integrada de ordem d , ou $I(d)$. Uma série temporal integrada de ordem um ou maior é uma série temporal não estacionária. Por convenção, se $d = 0$, o processo $I(0)$ resultante corresponde a uma série temporal estacionária (Pindyck e Rubinfeld, 2004).

Ainda segundo Pindick e Rubinfeld (2004), procedimentos padrões de inferência não se aplicam a regressões que contenham uma variável dependente integrada ou regressores integrados. Assim, torna-se importante verificar se uma série é estacionária ou não antes de qualquer procedimento de regressão. O método formal de testar a estacionariedade de uma série consiste no teste de raiz unitária.

Além disso, sendo a série temporal não estacionária, não é possível estimar todos os momentos da série. Assim, torna-se impossível a realização da inferência estatística de forma confiável (BUENO, 2011).

A variância não condicional de um $AR(1)$ é dada por:

$$var(y_t) = \frac{1}{1-\phi^2} \quad (2)$$

Naturalmente, se $\phi = 1$, $\sigma^2 \rightarrow \infty$, caracterizando uma série não estacionária com raiz unitária. Contudo, em séries univariadas, é possível solucionar esse problema. Deve-se diferenciar a série tantas vezes quantas forem necessárias para torná-la estacionária.

Além disso, conforme aponta Hamilton (1994), considerando um processo com raiz unitária:

$$(1 - L)y_t = \delta + \psi(L)\varepsilon_t \quad (3)$$

O erro de previsão s períodos a frente é:

$$y_{t+s} - \hat{y}_{t+s|t} = \varepsilon_{t+s} + \{1 + \psi_1\}\varepsilon_{t+s-1} + \{1 + \psi_1 + \psi_2\}\varepsilon_{t+s-2} + \dots + \{1 + \psi_1 + \psi_2 + \dots + \psi_{s-1}\}\varepsilon_{t+1} \quad (4)$$

Enquanto que o erro quadrático médio (*EQM*) é:

$$E[y_{t+s} - \hat{y}_{t+s|t}]^2 = \{1 + (1 + \psi_1)^2 + (1 + \psi_1 + \psi_2)^2 + \dots + (1 + \psi_1 + \psi_2 + \dots + \psi_{s-1})^2\}\sigma^2 \quad (5)$$

Ou seja, o erro quadrático médio cresce conforme o horizonte de tempo (s) cresce. Assim, o desvio padrão do erro estimado cresce com a raiz quadrada de s .

4.1.1 Teste de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (*ADF*)

Trata-se de um aperfeiçoamento do teste convencional de raiz unitária de Dickey-Fuller (1979, 1981).

Segundo Bueno (2011), supondo-se uma série temporal y_t que seja um processo autorregressivo de ordem p , caracterizado por possuir uma raiz unitária:

$$y_t = \mu + \phi_1 y_{t-1} + \dots + \phi_p y_{t-p+1} + \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Para se testar a presença de raiz unitária, estima-se o modelo com as variáveis autorregressivas. Assim, corrige-se o desvio da estatística do teste em relação ao seu valor correto. Logo, encontra-se o desvio de y_t em relação a sua “média”, deslocando a distribuição do parâmetro autorregressivo do teste de Dickey-Fuller em direção a zero, caso a hipótese nula seja verdadeira.

Em termos operacionais, necessita-se introduzir quantas variáveis autorregressivas forem necessárias para que o teste dos resíduos não rejeite a hipótese de que se trata de um ruído branco. O termo $\phi_p y_{t-p+1}$ deve ser adicionado e subtraído da equação anterior:

$$y_t = \mu + \phi_1 y_{t-1} + \dots + \phi_{p-1} y_{t-p} + \phi_p y_{t-p} + \phi_p y_{t-p+1} - \phi_p y_{t-p+1} + \varepsilon_t = \mu + \phi_1 y_{t-1} + \dots + (\phi_{p-1} + \phi_p) y_{t-p+1} - \phi_p \Delta y_{t-p+1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Repetindo o procedimento com o termo $(\phi_{p-1} + \phi_p) y_{t-p+2}$, tem-se:

$$y_t = \mu + \phi_1 y_{t-1} + \dots + (\phi_{p-1} + \phi_p) y_{t-p+2} + (\phi_{p-1} + \phi_p) y_{t-p+2} + (\phi_{p-1} + \phi_p) y_{t-p+1} - \phi_p \Delta y_{t-p+1} + \varepsilon_t = \mu + \phi_1 y_{t-1} + \dots + (\phi_{p-2} + \phi_{p-1} + \phi_p) y_{t-p+2} + (\phi_{p-1} + \phi_p) \Delta y_{t-p+2} - \phi_p \Delta y_{t-p+1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

O que se repetido p vezes, produz:

$$\Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (9)$$

Em que:

$$\alpha = -(1 - \sum_{i=1}^p \phi_i); \lambda_i = -\sum_{j=1}^{p-1} \phi_{j+1} \quad (10)$$

O teste pode ser realizado, usando-se os valores críticos tabelados por Dickey e Fuller, sob hipótese nula existência de raiz unitária na série. Ainda, o teste pode considerar tendência e tendência e intercepto:

$$\Delta y_t = \delta t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (11)$$

$$\Delta y_t = \delta t + \mu + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (12)$$

Dickey e Fuller (1981) calcularam estatísticas Φ para os testes conjuntos, sendo as hipóteses nulas e suas estatísticas:

$$H_0 = \alpha = \mu = 0 \rightarrow \Phi_1$$

$$H_0 = \alpha = \delta = \mu = 0 \rightarrow \Phi_2$$

$$H_0 = \alpha = \delta = 0 \rightarrow \Phi_3$$

$$\Phi_i = \frac{(\hat{\xi}^{restrita} - \hat{\xi}^{irrestrita})/r}{\hat{\xi}^{irrestrita}/(T-k)} \quad (13)$$

Sendo r o número de restrições, T o número de observações e k o número de parâmetros estimados no modelo irrestrito. Tem-se que elevados valores de Φ_i , quando comparados aos valores simulados, apontam para a rejeição de raiz unitária.

4.1.2 Teste de raiz unitária KPSS

Trata-se de um dos testes mais recentes para detecção de raiz unitária, sendo o nome do teste uma homenagem aos autores, Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KWIATKOWSKI *ET AL*, 1992). O teste foi desenvolvido com o intuito de se reduzir a incerteza decorrente do baixo poder de alguns testes, como o Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Por exemplo, a existência de quebras estruturais em séries econômicas pode dificultar a análise, pois é possível que certos testes mostrem uma série não estacionária, quando de fato ela o é. Logo, tais testes são dotados de baixo poder contra processos estacionários. Além disso, em contraponto aos outros testes de raiz unitária, o teste KPSS tem como hipótese nula a estacionaridade da série, isto é, $H_0: y_t \sim I(0)$. Segundo os próprios autores, o teste seria uma forma de complementar os testes convencionais (BUENO, 2011).

Para exemplificar o teste, considere:

$$y_t = \mu + \delta_t + x_t + u_t \quad (14)$$

Sendo:

$$x_t = x_{t-1} + v_t$$

$$e_t = x_t + u_t$$

Em seguida, deve-se proceder da seguinte forma:

Estimar a série contra as variáveis determinísticas, isto é:

$$y_t = \mu + \delta_t + e_t \quad (15)$$

Calcular os resíduos dessa regressão, em todo t :

$$\hat{e}_t = y_t - \hat{\mu} - \hat{\delta}_t \quad (16)$$

Definir a soma parcial dos resíduos:

$$S_t = \sum_{j=1}^t \hat{e}_j \quad (17)$$

Por fim, usar o teste de multiplicador de Lagrange, *KPSS*:

$$KPSS = \sum_{t=1}^T \frac{S_t^2}{T^2 \hat{\nu}^2} \quad (18)$$

Em que $\hat{\nu}^2$ é a variância de longo prazo, definida como no teste de raiz unitária de Phillips-Perron:

$$\hat{\nu}^2 = \hat{\sigma}^2 + \frac{2}{T} \sum_{j=1}^M \omega \left(\frac{j}{M+1} \right) \sum_{t=j+1}^T \hat{e}_t \hat{e}_{t-j} \quad (19)$$

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum_{t=1}^T \hat{e}_t^2}{T} \quad (20)$$

Por razões de amostras finitas, é necessário ponderar as observações mais distantes das mais recentes. Isso se dá pela ponderação $\omega \left(\frac{j}{M+1} \right)$, conhecida como função janela. Ela pode ser especificada de várias maneiras, comumente, através da função²⁴ de Bartlett, Parzen e Quadrática. Além disso, necessita-se fixar M . Comumente, utiliza-se do critério de Newey-West (1994) ou Andrews (1991).

²⁴ Para maiores informações consultar BUENO (2011) e HAMILTON (1994).

Se y_t é um processo estacionário, então S_t será $I(1)$ e o numerador do KPSS será um estimador da variância de S_t que, por sua vez, possui um limite assintótico. O termo no denominador garante ser a distribuição livre de ruídos. Se y_t é $I(1)$, o numerador cresce sem limites, o que torna a estatística significativamente alta.

Os testes KPSS, assim como no teste ADF, podem ser definidos considerando também tendência e intercepto, cuja estatística calculada é definida como η, η_μ e η_τ , conforme a especificação do modelo, sem constante ou tendência, com constante ou com constante e tendência, respectivamente (KWIATKOWSKI *ET AL*, 1992).

Por fim, ressalta-se que distintamente dos outros testes de raiz unitária, no teste KPSS a rejeição da hipótese nula implica em presença de raiz unitária.

4.1.3 Teste de raiz unitária de NG e Perron (*NG – Perron*)

Além da questão de poder, os testes de raiz unitária também podem sofrer com problemas de tamanho quando a raiz do processo de médias móveis for muito alta. Especificamente, nesta circunstância, tende-se a rejeitar erroneamente a hipótese nula, ainda que a série seja um passeio aleatório (BUENO, 2011).

Nessas circunstâncias, Perron e Ng (1996) propõem modificações ao teste de Phillips e Perron (1988), em que simulações apontaram melhoras quanto ao tamanho do teste. Tem-se os testes modificados:

$$MZ_\alpha = Z_\alpha + \frac{T}{2} (\hat{\alpha} - 1)^2 \quad (21)$$

$$MZ_t = Z_t + \frac{1}{2} \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^T y_{t-1}^2}{v_{AR}^2}} (\hat{\alpha} - 1)^2 \quad (22)$$

$$MSB = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^T y_{t-1}^2}{v_{AR}^2}} \quad (23)$$

Simulações apontaram significativos ganhos de tamanho a partir dos testes referidos, sobretudo ao se empregar o estimador de variância de longo prazo (v_{AR}^2) em vez de v^2 .

O procedimento de expurgo de tendência de Elliot, Rothemberg e Stock (1996), poderia melhorar ainda mais o tamanho do teste. Nesse contexto, Ng e Perron (2001) mostram

ganhos de tamanho ao se utilizar os testes *MZs*, em que se emprega o método proposto de expurgo. Ainda, Ng e Perron (2001) propõem o teste modificado de *Optimal Point*:

$$MP_T^{GLS} = \left\{ \frac{\frac{c^2}{T^2} \sum_{t=1}^T y_{t-1}^d - \frac{c}{T} (y_T^d)^2}{v_{AR}^2}, \text{ se } N = 0 \right\} \quad (24)$$

$$MP_T^{GLS} = \left\{ \frac{\frac{c^2}{T^2} \sum_{t=1}^T y_{t-1}^d - \frac{1-c}{T} (y_T^d)^2}{v_{AR}^2}, \text{ se } N = 1 \right\} \quad (25)$$

Contudo, outro problema permanece. Os testes são sensíveis ao tamanho da defasagem autorregressiva p . Assim, Ng e Perron (2001) desenvolveram uma técnica que depende da amostra para selecionar a defasagem ótima. Tem-se então as modificações nos tradicionais critérios de informação *AIC*, *BIC* e *HQ*. Simulações apontaram para resultados melhores em termos de poder e tamanho do teste, usando-se os seguintes critérios de informação modificados (BUENO, 2011):

$$MAIC = \ln \hat{\sigma} + (n + \tau) \frac{2}{T} \quad (26)$$

$$MBIC = \ln \hat{\sigma} + (n + \tau) \frac{\ln T}{T} \quad (27)$$

$$MHQ = \ln \hat{\sigma} + (n + \tau) \frac{2}{T} \ln \ln T \quad (28)$$

Tendo:

$$\tau = \hat{\alpha}^2 \sum_{t=p_{max}+1}^T \frac{(y_{t-1}^d)^2}{\hat{\sigma}_p^2}; \hat{\sigma}_p^2 = \sum_{t=p_{max}+1}^T \frac{\hat{\varepsilon}_{t,p}^2}{T-p_{max}};$$

Além disso, $\hat{\varepsilon}_{t,p}^2$ é calculado a partir da seguinte regressão:

$$\Delta y_t = d_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \lambda_i \Delta y_{t-1} + \varepsilon_{t,p}$$

Com p fixado otimamente.

No uso dos métodos não paramétricos de Bartlett, Parzen ou da janela quadrática para definição da função λ (*traço*), necessita-se saber o tamanho da banda (M). Dois métodos podem ser empregados, o de Andrews (1991) ou o de Newey-West (1994).

Tal como nos outros testes de raiz unitária (exceção ao KPSS), a rejeição da hipótese de raiz unitária ocorre se o valor calculado for maior do que o valor crítico.

4.2 Cointegração

4.2.1 O teste de cointegração de Engle-Granger

Engle e Granger (1987) desenvolveram um trabalho inovador, tratando do fenômeno da cointegração, e que serviu de base para estudos posteriores, como o de Johansen (1994). Segundo Gujarati (2010), para que duas variáveis sejam cointegradas, ambas precisam ser integradas de ordem um, $I(1)$, ou seja, possuir uma raiz unitária. Mas isso apenas não basta.

Quando uma regressão é feita com variáveis não estacionárias, o modelo resultante é considerado espúrio. Se os resíduos deste modelo forem submetidos ao teste de raiz unitária, será verificado se são estacionários em nível; ou seja, é $I(0)$. Essa é uma situação interessante, pois embora as duas variáveis sejam individualmente $I(1)$, isto é, apresentem tendência estocástica, sua combinação linear é $I(0)$. A combinação linear, por sua vez, faz com que as tendências estocásticas das duas séries se anulem. Neste sentido, pode-se dizer que as duas variáveis são cointegradas. Do ponto de vista econômico, duas variáveis são consideradas cointegradas se apresentarem uma relação de equilíbrio de longo prazo (GUJARATI, 2010).

4.2.2 O teste de cointegração de Johansen

Segundo Enders (2010), Johansen (1994) discutiu o papel de regressores determinísticos em uma relação de cointegração.

Tal como no teste de Dickey Fuller Aumentado (ADF), o modelo multivariado pode ser generalizado de modo a permitir processos regressivos de ordens mais elevadas:

$$x_t = A_1 x_{t-1} + A_2 x_{t-2} + \dots + A_p x_{t-p} + \varepsilon_t \quad (29)$$

Em que:

$$x_t = \text{o vetor } (X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{nt})'$$

$\varepsilon_t = \text{vetor } i. i. d \text{ de dimensão } n \text{ com média zero e matriz de variância } \Sigma_\varepsilon$

A equação (29) pode ser apresentada de forma mais útil se for adicionado e subtraído $A_p x_{t-p+1}$ na equação:

$$x_t = A_1 x_{t-1} + A_2 x_{t-2} + A_3 x_{t-3} + \dots + A_{p-2} x_{t-p-2} + (A_{p-1} + A_p) x_{t-p+1} - A_p \Delta x_{t-p+1} + \varepsilon_t \quad (30)$$

Após inserção e subtração de $(A_{p-1} + A_p) x_{t-p+2}$, tem-se:

$$x_t = A_1 x_{t-1} + A_2 x_{t-2} + A_3 x_{t-3} + \dots - (A_{p-1} + A_p) \Delta x_{t-p+2} - A_p \Delta x_{t-p+1} + \varepsilon_t \quad (31)$$

Que continuando o tratamento matemático, produz:

$$\Delta x_t = \pi x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \pi_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (32)$$

Em que:

$$\pi = -(I - \sum_{i=1}^p A_i) \text{ e } \pi_i = -\sum_{j=i+1}^p A_j$$

Nesse caso, a equação (32) é o *rank* da matriz π , e o *rank* desta matriz é igual ao número de vetores cointegrantes independentes.

Sendo o *rank* de $\pi = 0$, a matriz é nula e (32) é um modelo *VAR* em primeira diferença. Em vez disso, se π é de *rank* n , então o processo é estacionário. Em um caso intermediário, se o *rank* (π) = 1, há um único vetor de cointegração e a expressão πx_{t-1} é o termo de correção de erro. Em outros casos nos quais $1 < \text{rank}(\pi) < n$, há múltiplos vetores de cointegração.

Ainda, o número de distintos vetores de cointegração pode ser obtido verificando a significância das raízes características de π . Objetivamente, apenas é possível se obter estimativas de π e suas raízes características. Os testes traço e máximo autovalor são dados por:

$$\lambda_{traço}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (33)$$

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (34)$$

Onde:

$\hat{\lambda}_i =$ máximo autovalor estimado da matriz π

$T =$ número de observações utilizáveis

Na primeira estatística, testa-se a hipótese nula de que o número de vetores cointegrantes distintos é menor ou igual a r . A segunda estatística testa a hipótese nula que o número de vetores de cointegração é r contra a alternativa de $r + 1$ vetores de cointegração.

4.3 Teste de causalidade bivariada de Granger

O quão útil certa variável pode ser para auxiliar na previsão de outra variável? Buscando responder essa pergunta, Granger (1969) desenvolveu uma metodologia que busca responder tal indagação. Os próximos passos explicarão o teste e seus procedimentos econométricos, seguindo Hamilton (1994).

Granger (1969) indaga se certo escalar y pode ajudar a prever outro escalar x . Caso a resposta seja negativa, então se diz que y não Granger-causa x (HAMILTON, 1994).

Formalmente, y falha em Granger-causar x se para todo escalar maior que zero, o erro quadrático médio (EQM) de uma previsão de x_{t+s} baseada em (x_t, x_{t-1}, \dots) é a mesma do que o erro quadrático médio de uma previsão de x_{t+s} que utilize tanto (x_t, x_{t-1}, \dots) quanto (y_t, y_{t-1}, \dots) . Restringindo a funções lineares, y falha em Granger-causar x se:

$$EQM[\hat{E}((x_{t+s}|, x_t, x_{t-1}, \dots))] = EQM[\hat{E}((x_{t+s}|, x_t, x_{t-1}, \dots, y_t, y_{t-1}, \dots))] \quad (35)$$

De forma equivalente, diz-se que x é exógeno - no sentido temporal - em relação à y se (35) é verificado. Ainda, outra expressão utilizada é que y não é linearmente informativo a respeito do futuro de x .

A razão de Granger propor essa definição é que se um evento Y é a causa de outro evento X , então o evento Y deve preceder o evento X .

Ainda segundo Hamilton (1994), para se realizar o teste, assume-se um modelo autorregressivo particular de ordem p e estima-se por meio de mínimos quadrados ordinários:

$$x_t = c_1 + \alpha_1 x_{t-1} + \alpha_2 x_{t-2} + \dots + \alpha_p x_{t-p} + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \dots + \beta_p y_{t-p} + u_t \quad (36)$$

Em seguida, realiza-se um teste F com a seguinte hipótese nula:

$$H_0 = \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_p = 0 \quad (37)$$

Um método para se implantar esse teste é calcular o somatório dos quadrados dos erros de (36):

$$SQE_1 = \sum_{t=1}^T \hat{u}_t^2 \quad (38)$$

Posterior, compara-se esse valor com o somatório dos quadrados dos erros de uma autorregressão univariada de x_t :

$$SQE_0 = \sum_{t=1}^T \hat{e}_t^2 \quad (39)$$

Em que, também por MQO:

$$x_t = c_0 + \gamma_1 x_{t-1} + \gamma_2 x_{t-2} + \dots + \gamma_p x_{t-p} + e_t \quad (40)$$

Por fim, procede-se:

$$S_1 = \frac{(SQE_0 - SQE_1)/p}{\frac{SQE_1}{T-2p-1}} \quad (41)$$

Se o valor de S_1 for maior do que o valor crítico ao nível de 5% para uma distribuição $F(p, T - 2p - 1)$, então se rejeita a hipótese nula de que y não Granger-causa x , ou seja, se S_1 for suficientemente grande, conclui-se que y Granger-causa x .

O teste estatístico (41) seguiria uma exata distribuição F para uma regressão com regressores fixos e erros gaussianos. Contudo, com variáveis dependentes defasadas, como na regressão de Granger-causalidade, o teste é válido apenas assintoticamente. Assim, assintoticamente o teste realizado deve ser:

$$S_2 = \frac{T(SQE_0 - SQE_1)}{SQE_1} \quad (42)$$

Por fim, rejeita-se a hipótese nula de que y não Granger-causa x se o valor de S_2 for superior ao valor tabelado para uma variável $\chi^2(p)$.

4.4 Vetor Autorregressivo (VAR)

De um modo geral, modelos econômicos são expressos por meio de diversas variáveis. Assim, há uma aproximação dos modelos econômicos da realidade, visto que um número grande de variáveis possui relação de simultaneidade. A modelagem VAR permite expressar esses modelos e ainda obter seus parâmetros.

Sims (1980) introduziu a metodologia de autorregressão vetorial (VAR), respondendo as críticas ao grande número de restrições exigidas nas estimações dos modelos estruturais. Buscava-se desenvolver modelos econômicos dinâmicos com o mínimo de restrições possíveis, em que todas as variáveis econômicas fossem tratadas como endógenas.

Os vetores autorregressivos costumeiramente são utilizados com finalidade preditiva e para análise de impacto dinâmico de choques em sistemas de variáveis. Através da modelagem VAR, contorna-se a necessidade da modelagem estrutural, ao se ter as variáveis endógenas do sistema representadas pelos valores defasados das variáveis endógenas do modelo.

Segundo Hamilton (1994), a representação de um VAR segue o modelo:

$$y_t = c + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_p y_{t-p} + Bx_t + \varepsilon_t \quad (43)$$

Sendo:

$$E(\varepsilon_t) = 0$$

$$E(\varepsilon_t \varepsilon_\tau) = \begin{cases} \sigma^2 & \text{se } t = \tau \\ 0 & \text{caso contrário} \end{cases}$$

Exemplificando, o primeiro elemento de y_t (denotado por y_{1t}) pode representar o resultado nominal no ano t , com os elementos reservas internacionais, prêmio de risco, taxa de câmbio, índice de preços e taxa SELIC representando os elementos seguintes, respectivamente, para o ano t . Um VAR de ordem p , denotado como $VAR(p)$, é um vetor generalizado de (43) em que:

$$y_t = c + \Phi_1 y_{t-1} + \Phi_2 y_{t-2} + \dots + \Phi_p y_{t-p} + Bx_t + \varepsilon_t \quad (44)$$

Com c denotando um vetor ($n \times 1$) de constantes, Φ_j uma matriz ($n \times n$) de coeficientes auto-regressivos para $j = 1, 2, \dots, p$. O vetor ε_t ($n \times 1$) é um vetor de ruídos brancos em que:

$$E(\varepsilon_t) = 0$$

$$E(\varepsilon_t \varepsilon_\tau') = \begin{cases} \sigma^2 & \text{se } t = \tau \\ 0 & \text{caso contrário} \end{cases}$$

Com Ω uma matriz ($n \times n$) simétrica positiva definida.

Assim, um vetor autorregressivo é um sistema em que cada variável é regredida com base em uma constante, suas defasagens e as defasagens das outras variáveis endógenas do VAR. Ressalta-se que as variáveis do VAR possuem as mesmas variáveis explanatórias.

4.4.1 A decomposição de Cholesky e a Função Impulso Resposta (FIR)

Segundo Bueno (2011), sem a imposição de restrições, o modelo VAR não possibilita a identificação dos parâmetros do modelo. Nesse sentido, Sims (1980) aponta um sistema recursivo para a identificação do modelo.

A metodologia proposta por SIMS (1980) pode ser generalizada para um vetor com n variáveis endógenas. Decompondo-se os resíduos de uma maneira triangular, tem-se a decomposição de *Cholesky*.

As condições para se identificar o modelo requerem a imposição de $\frac{n^2-n}{2}$ restrições, para um modelo com n variáveis endógenas e matriz de covariância com dimensão $n \times n$. Considerando que a decomposição de *Cholesky* é triangular inferior, exigem-se as restrições mencionadas (BUENO, 2011).

Uma possibilidade do VAR que descreve suas propriedades dinâmicas e de interesse para projeções é a função impulso-resposta (FIR). Esta traça o efeito de um choque nos valores contemporâneos e futuros das variáveis endógenas do modelo.

Segundo Bueno (2011), um $VAR(p)$ pode ser escrito como um vetor de médias móveis infinito $VMA(\infty)$, desde que os autovalores da equação característica $(I - \sum_{i=1}^p \Phi_i L^i)$ estejam fora do círculo unitário. Exemplificando através de um caso bivariado para as variáveis y e z , tem-se:

$$X_t = \bar{X} + \sum_{i=0}^{\infty} \frac{\Phi_1^i}{1-a_{12}a_{21}} \begin{bmatrix} 1 & -a_{12} \\ -a_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_y \sigma_{yt-i} \\ \sigma_z \sigma_{zt-i} \end{bmatrix} \quad (45)$$

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

Definindo a matriz:

$$\Psi_i = \frac{\Phi_1^i}{1-a_{12}a_{21}} \begin{bmatrix} 1 & -a_{12} \\ -a_{21} & 1 \end{bmatrix} \quad (46)$$

Logo:

$$X_t = \bar{X} + \sum_{i=0}^{\infty} \Psi_i B \varepsilon_{t-i} = \bar{X} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \psi_{i,11} & \psi_{i,12} \\ \psi_{i,21} & \psi_{i,22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_y \varepsilon_{yt-i} \\ \sigma_z \varepsilon_{zt-i} \end{bmatrix} \quad (47)$$

Com efeito, os elementos de Ψ_i são os multiplicadores de impacto de um choque sobre as variáveis endógenas. O impacto total de um choque de ε_{yt} sobre y_{t+h} é dado pela soma dos coeficientes $\psi_{i,21}$. Se desenhados em um gráfico contra i , os coeficientes geram a função de impulso resposta. A soma dos coeficientes, por sua vez, se desenhados contra i , gera a função de resposta ao impulso acumulada.

4.4.1.1 A função Impulso Resposta Generalizada

A função impulso resposta generalizada foi proposta por Pesaran e Shin (1998). Estes explicam que a decomposição de *Cholesky* não é indiferente à ordenação das variáveis no VAR. A grande diferença da função impulso resposta generalizada é que esta não sofre da referida restrição. Distintamente da função impulso resposta convencional, na função impulso resposta generalizada constrói-se um conjunto ortogonal de inovações que não depende da ordenação do VAR. Siqueira (2007) e Lin (2008) discutem as características desta função.

A representação da função impulso resposta generalizada segue Lin (2008):

$$X_t = \sum_{i=1}^p A_i X_{t-i} + U_t = \sum_{i=0}^{\infty} \phi_i U_{t-i} \quad (48)$$

Sendo $\phi_i = A_1 \phi_{i-1} + A_2 \phi_{i-2} + \dots + A_p \phi_{i-p}$, onde $E(U_t U_t') = \Sigma$.

Decompondo Σ através de Cholesky, $PP' = \Sigma$, tal que:

$$X_t = \sum_{i=0}^{\infty} (A_i P)(P^{-1} U_{t-i}) \quad (49)$$

Sendo a função impulso resposta:

$$\psi_j^0(n) = \phi_n P e_j, n = 0, 1, 2, \dots \quad (50)$$

Por sua vez, a função impulso resposta generalizada segue:

$$GI_x(n, \delta_j, \Omega_{t-1}) - E(X_{t+n} | \Omega_{t-1}) \quad (51)$$

Assume-se distribuição normal para U_t .

$$E(U_t | U_{jt} = \delta_j) = (\sigma_{1j}, \sigma_{2j}, \dots, \sigma_{mj})' \sigma_{jj}^{-1} \delta_j = \sum U_j \sigma_{jj}^{-1} \delta_j \quad (52)$$

Logo, a função impulso resposta generalizada é:

$$\left(\frac{\phi_n \Sigma U_j}{\sqrt{\sigma_{jj}}} \right) \left(\frac{\delta_j}{\sqrt{\sigma_{jj}}} \right), n = 0, 1, 2 \dots \quad (53)$$

Que, definindo-se $\delta_j = \sqrt{jj}$, representa a função impulso resposta generalizada da forma:

$$\psi_j^g(n) = \sigma_{jj}^{-1/2} \phi_n \Sigma U_j, n = 0, 1, 2 \dots \quad (54)$$

$$\theta_{ij}^0 = \frac{\sum_{l=0}^n (U_l' \phi_j P U_j)^2}{\sum_{l=0}^n (U_l' \phi_l \Sigma A_l' U_l)}; \theta_{ij}^g = \frac{\sigma_{ii}^{-1} \sum_{l=0}^n (U_l' \phi_l P U_j)^2}{\sum_{l=0}^n (U_l' \phi_l \Sigma A_l' U_l)}, i, j = 1, \dots, m \quad (55)$$

Sendo $\sum_{j=1}^m \theta_{jj}^0(n) = 1, \sum_{j=1}^m \theta_{jj}^g(n) \neq 1$.

Pela função impulso-resposta, tem-se o efeito temporal de um choque em um dado momento nos valores futuros esperados das variáveis do VAR.

4.4.2 Decomposição da variância

Conforme Bueno (2011), outra possibilidade que deriva do VAR para se analisar os resultados é a decomposição da variância. Este método visa responder qual a porcentagem da

variância do erro de previsão que decorre de cada variável endógena ao longo do horizonte de previsão.

Considerando um $VAR(1)$ bivariado para as variáveis y e z :

$$X_{t+h} = \bar{X} + \sum_{i=0}^{\infty} \Psi_i \varepsilon_{t+h-i} \quad (56)$$

Estima-se o erro de previsão do modelo do vetor X :

$$X_{t+h} - E_t(X_{t+h}) = \bar{X} + \sum_{i=0}^{h-1} \Psi_i \varepsilon_{t+h-i} \quad (57)$$

Para y_{t+h} , tem-se:

$$y_{t+h} - E_t(y_{t+h}) = \psi_{0,11} \varepsilon_{yt+h} + \psi_{1,11} \varepsilon_{yt+h-1} + \dots + \psi_{h-1,11} \varepsilon_{yt+1} + \psi_{0,12} \varepsilon_{zt+h} + \psi_{1,12} \varepsilon_{zt+h-1} + \dots + \psi_{h-1,12} \varepsilon_{zt+1} \quad (58)$$

Logo, calcula-se a variância:

$$\sigma_y^2(h) = \sigma_y^2 \left(\psi^2_{0,11} + \psi^2_{1,11} + \dots + \psi^2_{h-1,11} \right) + \sigma_z^2 \left(\psi^2_{0,12} + \psi^2_{1,12} + \dots + \psi^2_{h-1,12} \right) \quad (59)$$

Com essas informações, torna-se possível decompor a variância do erro de previsão conforme seus distintos elementos. No exemplo citado, a variância é decomposta em suas duas partes para cada período, dividindo ambos os lados da equação (59) por $\sigma_y^2(h)$:

$$1 = \frac{\sigma_y^2 \left(\psi^2_{0,11} + \psi^2_{1,11} + \dots + \psi^2_{h-1,11} \right) + \sigma_z^2 \left(\psi^2_{0,12} + \psi^2_{1,12} + \dots + \psi^2_{h-1,12} \right)}{\sigma_y^2(h)} \quad (60)$$

Verifica-se que o erro de previsão aumenta com o horizonte de previsão, contudo, há uma variação na importância de cada variável para a explicação do erro de previsão.

4.5 Vetor de Correção de erros (VEC)

O modelo de correção de erro, elaborado por Engle e Granger (1987), é uma versão mais completa do VAR. Basicamente, o VAR com variáveis diferenciadas omite informações relevantes, reduzindo a qualidade do modelo. Contudo, o modelo de correção de erros contorna esse problema. Especificamente, o modelo VEC consiste num VAR cujos coeficientes sofrem reparametrização para as relações de cointegração (BUENO, 2011).

Dado um $VAR(p)$ com variáveis I(1) e ignorando constante e tendência determinística, tem-se:

$$X_t = \Phi_1 x_{t-1} + \dots + \Phi_p x_{t-p} + \epsilon_t \quad (61)$$

Então haverá uma representação em forma de correção de erros, como segue:

$$\Delta X_t = \pi x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Phi_i^* \Delta x_{t-i} + \epsilon_t \quad (62)$$

Onde π e Φ^* são funções dos Φ . Especificamente:

$$\Phi_j^* = -\sum_{i=j+1}^p \Phi_i, j = 1, \dots, p-1 \quad (63)$$

$$\pi = -(I - \Phi_1 - \dots - \Phi_p) = -\Phi(1) \quad (64)$$

Com o polinômio característico sendo:

$$I - \Phi_1 Z - \dots - \Phi_p Z^p = \Phi(Z) \quad (65)$$

Em que Z é uma matriz diagonal com n elementos.

Através de $\Phi(Z)$ é possível determinar a existência ou não de raiz unitária, bem como a quantidade de vetores de cointegração a partir do seu posto. Para haver estacionariedade, os autovalores da matriz $\Phi(Z)$ devem estar fora do círculo unitário.

Se $\pi = 0$, não há relação cointegrante, e o modelo é um VAR em primeira diferença.

Se π possui posto cheio (k), as linhas são linearmente independentes, as variáveis são estacionárias não cabendo análise de cointegração. O VAR deve ser estimado em nível.

Se $\pi = m$, $0 < m < k$, então há cointegração, sendo que nem todas as linhas são linearmente dependentes. Neste caso, tem-se:

$$\begin{aligned} \pi &= \alpha\beta' & (66) \\ (k \times k) &= (k \times m)[(k \times m)'] \end{aligned}$$

Sendo as colunas de α os m vetores de ajustamento, denominada matriz de ajustamento, β uma matriz de parâmetros que contém os m vetores de cointegração. Por sua vez, o *rank* da matriz π define o número de vetores de cointegração, sendo o VEC o modelo a ser estudado.

O modelo de correção de erros possui essa denominação visto que explica ΔX_t por dois componentes: os fatores de curto prazo, $\Phi_i^* \Delta x_{t-i}$, e a relação de longo prazo, πx_{t-1} , considerando a cointegração.

4.6 Modelo proposto

Para verificar a hipótese de que há mecanismos endógenos à economia brasileira que possibilitem a redução da taxa interna de juros, é necessário determinar se os meios apontados pela literatura são adequados para atingir esse fim.

A análise dos meios cabíveis a política econômica para impactar na taxa interna de juros requer o uso de um modelo econométrico que possa captar as relações entre o conjunto das variáveis endógenas do modelo. A modelagem de vetores autorregressivos (VAR) será a utilizada com este intuito, pois permite captar a evolução e interdependência entre as variáveis.

Na literatura brasileira, diversos estudos tem sido empregados utilizando o mesmo método que será utilizado neste trabalho para se responder objetivos similares, como por exemplo, Minella (2003), Fraga, Goldfajn e Minella (2003), Siqueira (2007) e Modenesi e Araújo (2010). Soma-se a isso o uso desta metodologia pelo BACEN através de seus modelos VAR, que

possuem finalidades preditivas e de determinação da relação entre as variáveis, verificando o impacto que certas variáveis possuem sobre determinada variável específica (BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2004).

No presente trabalho, será construído um modelo macroeconômico, que mesmo considerando as restrições de dados disponíveis, basear-se-á na literatura brasileira sobre a problemática da elevada taxa de juros. No modelo proposto, as principais referências adotadas serão Garcia e Didier (2003), Franco (2010), Bacha (2010), Arida, Bacha e Lara-Resende (2004). Adicionalmente, será investigado o impacto da taxa externa de juros sobre a taxa interna de juros, tratando a taxa externa como variável exógena.

As variáveis endógenas do modelo serão: resultado nominal (RN), reservas internacionais (RI), prêmio de risco (PR), taxa de câmbio (CAMB), índice de preços (IP), taxa SELIC (SELIC). Por sua vez, a taxa externa de juros (FFUNDS), será tratada como variável exógena.

Assim, tem-se a formulação do seguinte modelo:

$$X_t = B_0 + \sum_{i=1}^p A_i X_{t-i} + \Phi D_t + B \varepsilon_t \quad (67)$$

Onde as seis variáveis endógenas que constituem o vetor $6 \times T$, são representados em X_t . As matrizes A_i são de sexta ordem, D_t é o vetor de componentes determinísticos, sendo Φ sua matriz de coeficientes, B uma matriz diagonal de sexta ordem de desvios-padrões, enquanto o termo de erro ε_t é um vetor $6 \times T$ de perturbações estocásticas não correlacionadas entre si contemporaneamente ou temporalmente, ou seja, $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2 I_n)$.

As variáveis endógenas serão assim dispostas, ordenadas da mais exógena para a mais endógena: resultado nominal (RN), reservas internacionais (RI), prêmio de risco (PR), taxa de câmbio (CAMB), índice de preços (IP), taxa SELIC (SELIC). Tal ordenação está de acordo com o que tem sido apontado e utilizado pela literatura nacional, conforme evidenciado por Carvalho (2012, a).

Nesse sentido, pelo uso da decomposição de *Cholesky* para a identificação ortogonal dos distúrbios do modelo, tem-se que, contemporaneamente, a primeira variável da ordenação do modelo (RN) não é afetada por choques de outras variáveis, porém, choques nesta variável podem afetar todas as outras variáveis do modelo. Ainda, a segunda variável do modelo

(*RI*) pode afetar as variáveis seguintes (*PR, CAMB, IP, SELIC*), mas não é afetada contemporaneamente por estas, e assim sucessivamente. Dessa forma, tem-se que a variável objetivo de estudo, a taxa interna de juros (*SELIC*) pode ser afetada por choques de todas as variáveis do modelo.

4.7 Fonte de dados

Para análise de Granger-Causalidade e de cointegração entre taxas de juros externa e interna, serão consideradas as séries *Federal Funds* - fixada pelo *FOMC*, que corresponde à taxa básica de juros nos Estados Unidos (principal centro financeiro do mundo), e a taxa básica de juros brasileira, a *SELIC*. Conforme apontou a revisão bibliográfica, há muitas variáveis que possivelmente contribuem para a formação da taxa de juros interna. No Quadro 1, são apresentadas as variáveis apontadas como chaves para este fenômeno.

QUADRO 1 – Principais variáveis apontadas pela literatura brasileira como impactantes na taxa de juros interna.

Autor	Principais variáveis
Garcia e Didier (2003)	Risco cambial, risco Brasil, taxa de juros externa e a depreciação cambial esperada.
Franco (2010) e Franco (2011, a)	Dívida pública, rolagens da dívida pública.
Bacha (2010)	Dívida pública, inércia inflacionária.
Arida, Bacha e Lara-Resende (2004)	Incerteza jurídica, oscilações da taxa de câmbio e dívida pública.
Ubierno (2012)	Dívida pública, segmentação do mercado de crédito, inércia inflacionária, remuneração mínima da caderneta de poupança.
Pessoa e Nakane (2011)	Risco cambial, reservas internacionais, contrato social brasileiro.
Sicsú e Oliveira (2003)	Taxa de Câmbio, preços administrados.
Gomes e Aidar (2005)	Gasto governamental, dívida pública, preços administrados.
Oreiro e Basílio (2011)	Gasto governamental, inércia inflacionária.

Fonte: Resultados da pesquisa.

No estudo proposto, as variáveis de análise serão o resultado nominal (RN), reservas internacionais (RI), prêmio de risco (PR), taxa de câmbio (CAMB), índice de preços (IP), taxa SELIC (SELIC). Elas foram selecionadas considerando o apontamento da revisão bibliográfica²⁵ e a disponibilidade de dados. No Quadro 2, são apresentadas as variáveis que serão analisadas na pesquisa, suas justificativas, bem como as frequências, os períodos a serem analisados, e as fontes dos dados²⁶.

QUADRO 2 – Variáveis analisadas na pesquisa.

Série e justificativa	Frequência	Período	Fonte
<p><i>Resultado Nominal - % PIB (RN):</i></p> <p>Indicador da situação fiscal no Brasil²⁷. O resultado nominal é um indicador mais amplo do que o resultado primário. Para a apuração do resultado nominal, deve-se acrescentar no resultado primário os valores pagos e recebidos de juros nominais junto ao sistema financeiro, o setor privado não financeiro e o resto do mundo. Deste modo, este resultado indica, efetivamente, o montante de recursos que o setor público necessitou captar junto ao sistema financeiro, o setor privado e o resto do mundo para a realização de suas despesas orçamentárias. Apontará o impacto do resultado nominal na taxa de juros e sua relevância na formação da taxa interna de juros. Sugestão da literatura.</p>	Mensal	01.2000-12/2011	BANCO CENTRAL DO BRASIL
<p><i>Reservas Internacionais – US\$ (milhões)</i> <i>(RI):</i></p>	Mensal	01.2000-12/2011	BANCO CENTRAL DO BRASIL

²⁵ Como evidencia o Quadro 1, outras variáveis foram apontadas e poderiam ser utilizadas no estudo, entretanto, em face da indisponibilidade dos dados, insuficiência dos dados para o todo período analisado ou da incompatibilidade na frequência dos dados, tais variáveis serão desconsideradas da análise. Exemplos: incerteza jurisdicional, contaminação da política monetária pela dívida pública, inercialidade na taxa de inflação.

²⁶ Por limitação do espaço, optou-se por deixar os detalhes das variáveis no apêndice A.

²⁷ Uma análise da variável e de seu impacto sobre as reservas internacionais é apresentada no apêndice B.

<p>Indicador das reservas internacionais do país.</p> <p>Apontará o impacto das reservas internacionais na taxa de juros e sua relevância na formação da taxa interna de juros.</p> <p>Sugestão da literatura, em especial Pessoa e Nakane (2011).</p>			
<p><i>Prêmio de Risco (Emerging Market Bond Index – EMBI) (PR):</i></p> <p>Indicador do grau de risco de se investir em um país.</p> <p>Apontará o impacto do prêmio de risco na taxa de juros e sua relevância na formação da taxa interna de juros.</p> <p>Sugestão da literatura, em especial Garcia e Didier (2003).</p>	Mensal	01.2000-12/2011	INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA
<p><i>Taxa de câmbio - R\$/US\$ - comercial - compra - média - R\$ (CAMB):</i></p> <p>Indicador do preço do dólar em reais.</p> <p>Apontará o impacto da taxa de câmbio na taxa de juros e sua relevância na formação da taxa interna de juros.</p> <p>Sugestão da literatura, em especial Garcia e Didier (2003), Arida, Bacha e Lara-Resende (2004) e Pessoa e Nakane (2011).</p>	Mensal	01.2000-12/2011	INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA
<p><i>Índice de preços (IPCA) (IP):</i></p> <p>Indicador da inflação no país.</p> <p>Apontará o impacto da inflação na taxa de juros e sua relevância na formação da taxa interna de juros.</p> <p>Sugestão da literatura, em especial Bacha (2010) e Ubierno (2012).</p>	Mensal	01.2000-12/2011	INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA
<p><i>Taxa de juros interna (SELIC - fixada pelo COPOM) (SELIC):</i></p>	Mensal	01.2000-12/2011	INSTITUTO DE PESQUISA

<p>Indicador da taxa interna de juros. No modelo analisado, captará a inércia e a endogeneidade existente na taxa de juros. Variável chave do estudo.</p>			<p>ECONÔMICA APLICADA</p>
<p><i>Taxa de juros externa (Federal Funds)</i> <i>(FFUNDS):</i></p> <p>Indicador da taxa externa de juros. Fornecerá informações relevantes sobre o impacto da taxa externa de juros na taxa interna de juros. Sugestão da literatura.</p>	<p>Mensal</p>	<p>01.2000-12/2011</p>	<p><i>FED St. Louis</i></p>

Fonte: Elaboração do autor.

A escolha do período entre janeiro de 2000 a dezembro de 2011 se deu em virtude do apontamento de Sachsida, Teixeira e Júnior (1999), que evidenciou a presença de quebras estruturais na taxa de juros entre os anos de 1980 a 1998, e mais especificamente Garcia e Didier (2003), que evidenciaram o comportamento anômalo na taxa de juros no período de vigência do câmbio fixo no Brasil, que foi encerrado em janeiro de 1999. Nesse caso, a operacionalização da taxa de juros era consideravelmente comprometida em virtude da manutenção do regime cambial. A análise será feita a partir da adoção dos regimes de câmbio flutuante e de metas de inflação, que atualmente vigoram.

5 RESULTADOS

5.1 Identificação de estacionariedade e quebra estrutural nas series econômicas

Com o intuito de identificar a ordem de integração, e o subsequente grau de diferenciação das variáveis, foram realizados diversos testes de raiz unitária nas variáveis utilizadas no modelo macroeconômico. Para tanto, foram realizados os testes Dickey-Fuller Aumentando (ADF), KPSS e NG-Perron.

Na Tabela 1 são apresentados os resultados obtidos. Pode-se constatar que, em determinados modelos (em itálico), certas variáveis apresentaram a rejeição da hipótese de raiz unitária, sugerindo assim que a variável em questão é estacionária em nível. Contudo, o resultado não foi unânime. As variáveis que apresentaram tais problemas foram resultado nominal e SELIC.

TABELA 1 – Testes de raiz unitária para as variáveis logarítmicas do modelo, em nível. Janeiro de 2000 a dezembro de 2011.

Variável	Teste ADF ²⁸			Teste KPSS		Teste NG-Perron	
	C	CT	N	C	CT	C	CT
Resultado	-2,593***	-2,58460	-1,56029	0,088977	0,089091	-2,324**	-2,4422
Nominal							
Reservas	0,743201	-2,59314	2,938563	1,352421*	0,241372*	2,55505	-1,0371
Internacio							
nais							
Prêmio de	-1,388456	-2,66611	-0,77405	1,103565*	0,1397***	-0,9656	-2,3882
risco							
Câmbio	-1,748194	-2,74208	-0,38068	0,66790**	0,220126*	-1,4007	-1,5395
Índice de	-1,699769	-1,70005	4,130645	1,375751*	0,304332*	2,09037	-1,2127
preços							
(IPCA)							
SELIC	-2,005794	-3,774**	-0,78921	1,054347*	0,15488**	-1,76***	-3,638*
Fed Funds	-0,390936	-1,29471	-0,65928	0,779602*	0,218893*	0,37914	-1,4101

Notas: Modelo: C = Constante. CT = Constante e tendência. N = Ausência de constante e tendência.

* Significância a 1%. ** Significância a 5%. *** Significância a 10%

[$H_0 = \text{raiz unitária}$ $H_1 = \text{Estacionária}$] → (inverso para o teste KPSS)

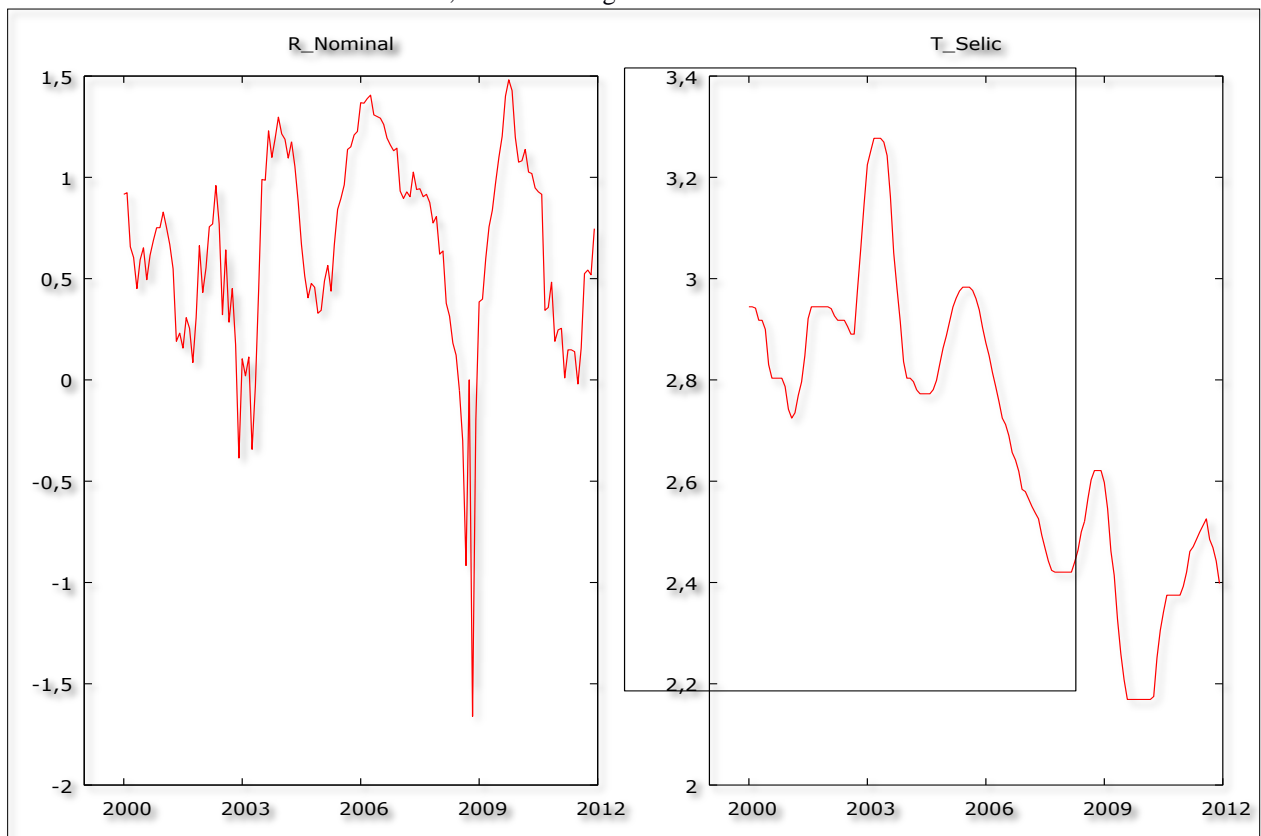
Fonte: Resultado da pesquisa. Valores críticos fornecidos pelo *Eviews*

²⁸ Segundo o procedimento de Dickey e Fuller (1981).

Por exemplo, a variável reservas internacionais, não rejeita a hipótese nula nos testes ADF e NG-Perron, mas a rejeita no teste KPSS (relembrando que neste teste a hipótese nula é de estacionariedade). Disto deduz-se que a variável possui raiz unitária. Por sua vez, a série SELIC, rejeita a hipótese nula no teste ADF no caso com constante e tendência ao nível de 5%, mas não a rejeita no teste ADF nos casos apenas com constante e sem tendência e constante. Pelo teste KPSS pode-se dizer que a série possui raiz unitária. Contudo, pelo teste Ng-Perron, pode-se rejeitar a hipótese de raiz unitária. Considerando a divergência de resultados encontrados no caso da variável SELIC (e também resultado nominal), novos testes serão elaborados.

Através da análise das séries, torna-se claro que pode existir uma quebra estrutural em ambas as variáveis. Especificamente, no resultado nominal, o ano de 2009 apresentou comportamento díspar, sinalizando possível quebra estrutural. Por sua vez, a série taxa de juros brasileira (SELIC), pode ter apresentado uma quebra estrutural em 2006 ou anos posteriores. A Figura 15 apresenta as séries.

FIGURA 15 - Resultado nominal e SELIC, em formas logarítmicas. Janeiro de 2000 a dezembro de 2011.



Fonte: Elaboração do autor, a partir de Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 2012.

De acordo com Perron (1989), ocorrendo quebra estrutural numa série temporal, os testes tradicionais de raiz unitária se tornam viesados. Assim, a critério final de decisão (dado que se sugere a presença de quebra estrutural nas séries por observação dos gráficos) foram realizados testes de raiz unitária com uma quebra estrutural de Lanne, Lütkepohl e Saikkonen (2002).

Tendo março de 2006 como ponto de quebra estrutural²⁹, e através de análise do teste com uma função exponencial de quebra com duas defasagens, chegou-se ao resultado de não rejeição da hipótese nula de raiz unitária na série taxa interna de juros, como aponta a Tabela 2.

TABELA 2 – Teste de raiz unitária com quebra estrutural para a variável taxa interna de juros (logaritmo). Janeiro de 2000 a dezembro de 2011.

τ Estimado	$p - \text{valor: 1\%}$	$p - \text{valor: 5\%}$	$p - \text{valor: 10\%}$
-2.4126	-3.48	-2.88	-2.58

Fonte: Resultado da pesquisa. Valores críticos de Lanne, Lütkepohl e Saikkonen (2002)

Por fim, tendo outubro de 2008 como ponto de quebra estrutural, e através de análise do teste com uma função *shift* de quebra com duas defasagens, chegou-se ao resultado de não rejeição da hipótese nula de raiz unitária na série resultado nominal, como aponta a Tabela 3.

TABELA 3 – Teste de raiz unitária com quebra estrutural para a variável resultado nominal (logaritmo). Janeiro de 2000 a dezembro de 2011.

τ Estimado	$p - \text{valor: 1\%}$	$p - \text{valor: 5\%}$	$p - \text{valor: 10\%}$
-1.6187	-3.48	-2.88	-2.58

Fonte: Resultado da pesquisa. Valores críticos de Lanne, Lütkepohl e Saikkonen (2002)

Nesse sentido, conclui-se que em nível, todas as variáveis analisadas apresentam raiz unitária, sendo, portanto, não estacionárias. Em seguida, foram realizados os mesmos testes de raiz unitária, porém dessa vez, considerando as variáveis logarítmicas em primeira diferença. Os resultados são apresentados na Tabela 4.

²⁹ Em todas as análises de raiz unitária com quebra estrutural, o ponto de quebra foi obtido através de sugestão do *software* Jmulti. Como ressaltam Lanne, Lütkepohl e Saikkonen (2002), usualmente a escolha da data de quebra não é danosa se ele não for totalmente aleatória. Em outras palavras, o teste de raiz unitária com quebra estrutural neste caso não é sensível a má especificação da data de quebra. Sendo a data da quebra desconhecida, Lanne, Lütkepohl e Saikkonen (2002) recomendam com base em resultados de simulações, escolher uma ordem razoavelmente grande no AR em uma primeira etapa e então escolher o ponto de quebra o qual minimiza a função objetivo GLS usada para estimar os parâmetros da parte determinística.

TABELA 4 – Teste de raiz unitária para as variáveis logarítmicas do modelo, em primeira diferença. Fevereiro de 2000 a dezembro de 2011.

Variável	Teste ADF			Teste KPSS		Teste NG-Perron	
	C	CT	N	C	CT	C	CT
Resultado	-16.504*	-16.4494*	-16.563*	0.03449	0.033990	-5.632*	-5.648*
Nominal							
Reservas	-11.888*	-12.0344*	-5.5727*	0.28961	0.12025***	-5.955*	-5.328*
Internacionais							
Prêmio de risco	-8.1598*	-8.13102*	-8.1541*	0.067288	0.067555	-5.553*	-5.558*
Câmbio	-7.5858*	-7.63344*	-7.612*	0.175122	0.087287	-5.272*	-5.328*
Índice de preços	-5.3452*	-5.54586*	-3.0371*	0.344715	0.092274	-3.757*	-4.117*
(IPCA)							
SELIC	-3.7809*	-3.7695**	-3.7487*	0.050850	0.048226	-3.437*	-3.453*
Fed Funds	-7.0335*	-7.06495*	-6.8642*	0.216663	0.118033	-5.017*	-5.223*

Notas:

Modelo: C = Constante. CT = Constante e tendência. N = Ausência de constante e tendência.

* Significância a 1%. ** Significância a 5%. *** Significância a 10%.

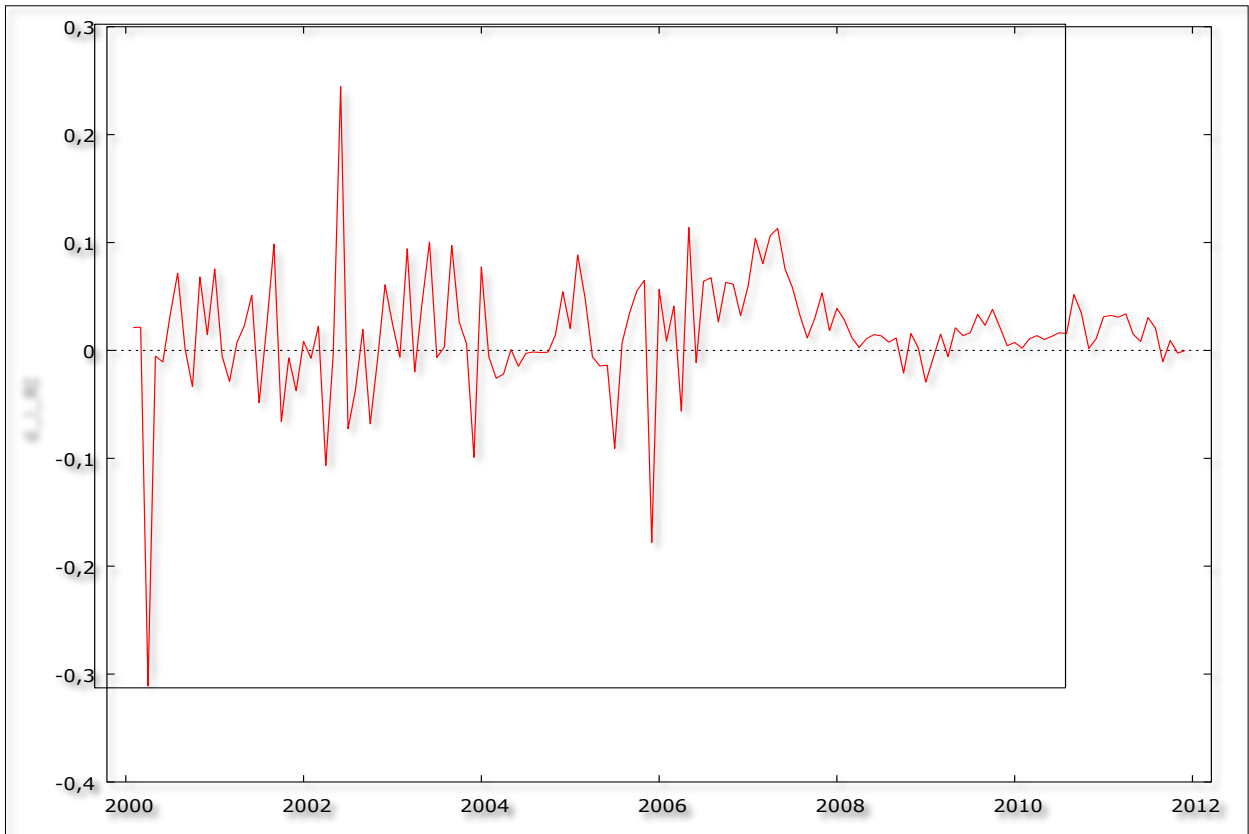
[$H_0 = \text{raiz unitária}$ $H_1 = \text{Estacionária}$] → (inverso para o teste KPSS).

Fonte: Resultado da pesquisa. Valores críticos fornecidos pelo *Eviews*.

Dessa vez, a única série que apresentou problema foi reservas internacionais, que no teste KPSS, com constante e tendência, rejeitou a hipótese nula de estacionariedade a 10%. Novamente, para maior robustez dos resultados, realizou-se o teste de raiz unitária com quebra estrutural.

Como se percebe pela Figura 16, há mais de uma possível quebra estrutural nessa variável, sendo períodos possíveis os anos entre 2000 a 2006.

FIGURA 16 – Reservas internacionais, em forma logarítmica, primeira diferença. Fevereiro de 2000 a dezembro de 2011.



Fonte: Resultados da pesquisa, a partir de Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 2012.

Tendo junho de 2002 como ponto de quebra estrutural, e através de análise do teste com uma função impulso de quebra com duas defasagens, chegou-se ao resultado de rejeição da hipótese nula de raiz unitária na série reservas internacionais ao nível de 1%, como aponta a Tabela 5.

TABELA 5 – Teste de raiz unitária com quebra estrutural para a variável reservas internacionais em primeira diferença (logaritmo). Fevereiro de 2000 a dezembro de 2011.

τ Estimado	p – valor: 1%	p – valor: 5%	p – valor: 10%
-6.0355	-3.48	-2.88	-2.58

Fonte: Resultado da pesquisa. Valores críticos de Lanne, Lütkepohl e Saikkonen (2002).

Nesse sentido, conclui-se que em primeira diferença, todas as variáveis analisadas apresentam ausência de raiz unitária, sendo assim, adequadas ao estudo. Logo, as variáveis do

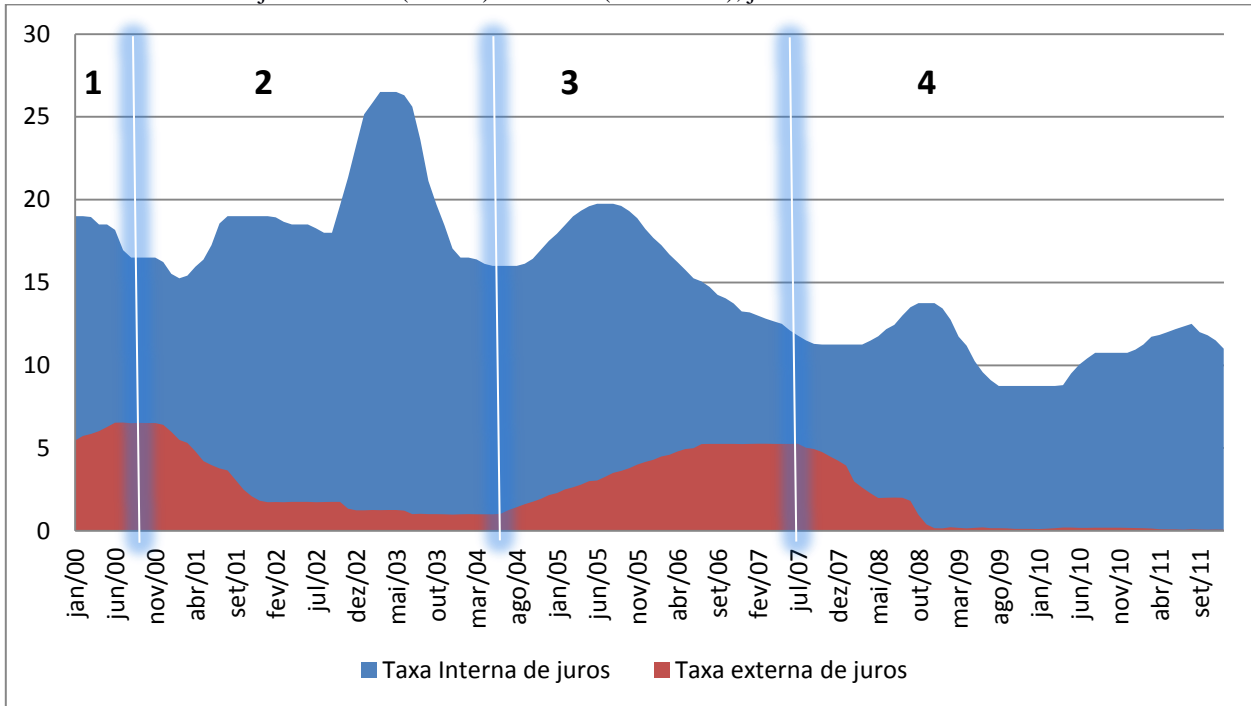
estudo são integradas de primeira ordem - I(1). Contudo, ao se aplicar a primeira diferença, todas se tornam estacionárias - I(0).

5.2 Relação de longo prazo entre taxas de juros interna e externa

A taxa básica de juros no Brasil apresenta uma relação de equilíbrio de longo prazo com a taxa básica externa de juros? Como já apontado, entre os anos de 2000 a 2011, as taxas básicas de juros tem caído significativamente no mundo e no Brasil. Isso sugere que pode existir uma relação de equilíbrio entre as taxas de juros.

Considerando que o Brasil se comporta como uma pequena economia (aproximadamente 3% do PIB mundial), é de se supor que o país seja um tomador de taxa de juros. Mesmo inexistindo perfeita mobilidade de capitais, pode-se supor que a taxa externa impacte na taxa brasileira de juros. Uma análise preliminar pode ser realizada visando verificar essa suposição. Nesse sentido, apresenta-se a Figura 17.

FIGURA 17 – Taxas de juros interna (SELIC) e externa (*Fed Funds*), janeiro de 2000 a dezembro de 2011.



Fonte: Board of Governors of the Federal Reserve System, 2012.

Entre os anos de 2000 e 2011, ambas as taxas de juros foram reduzidas, evidenciando assim a tendência da década estudada. Contudo, notam-se quatro movimentos nas taxas externas de juros. Entre 2000 e 2001 (momento 1), a taxa de juros externa sobe. Entre 2001 e meados de 2004 (momento 2), tais taxas caem consideravelmente. O movimento alista é retomado (momento 3), sendo revertido apenas em julho de 2007 (momento 4). Até o final do período analisado, a taxa externa caiu significativamente, encerrando o estudo abaixo de 0,2%.

Por sua vez, a taxa básica brasileira apresentou comportamento aparentemente insólito³⁰. Em sentido oposto ao verificado no caso externo, nos três primeiros momentos a taxa brasileira apresentou comportamento inverso da taxa externa, ou seja, enquanto a taxa externa caía, a taxa interna subia, e enquanto a taxa externa subia, a taxa brasileira caía. Apenas no quarto momento, que evidencia o período da “grande recessão”, que a taxa brasileira oscilou na mesma direção da taxa externa.

Três possíveis cenários podem justificar esse comportamento. Primeiramente, não há impacto significativo da taxa externa de juros na taxa interna de juros, sendo esta completamente independente do cenário externo. Segundo, o impacto existe e se dá com defasagens, sendo que no curto prazo as oscilações da taxa de juros não operam no mesmo sentido, ocorrendo um desequilíbrio de curto prazo (mas um equilíbrio no mesmo sentido no longo prazo). Por fim, o impacto externo existe e se dá com defasagens, sendo que no curto prazo as oscilações das taxas de juros operam na mesma direção, contudo, algum fenômeno exógeno faz com que a taxa interna apresente comportamento divergente da taxa externa, sendo a divergência apenas suavizada pela dinâmica de curto prazo entre as taxas de juros³¹.

Para testar a hipótese de que a taxa básica de juros nacional apresenta uma relação de equilíbrio de longo prazo com a taxa básica externa de juros, mesmo em ambiente de imperfeita mobilidade de capitais, foi realizado o teste de cointegração de Johansen.

Para a realização do teste, foi considerado todo o período de análise. Também, foi considerada a existência de intercepto e tendência linear no vetor de cointegração, bem como tendência quadrática no nível. Além disso, utilizaram-se as variáveis em forma de logaritmo natural, pois assim, caso seja constatada relação de cointegração, sabe-se que há uma relação de

³⁰ No tópico 5.7 - Impacto da taxa externa de juros na taxa interna de juros, evidencia-se a relação econométrica existente entre a taxa externa de juros e a taxa interna de juros, elucidando o ponto aparentemente insólito. Ressalta-se que apenas a inspeção visual, pode tornar a análise viesada, sendo que a análise quantitativa solidifica a análise.

³¹ A análise do fenômeno de cointegração e suas possibilidades, bem como a possibilidade de relações aparentemente cointegradas, porém espúrias, são apresentadas em Hamilton (1994) e também em Bueno (2010).

equilíbrio de longo prazo entre as variações percentuais da taxa externa de juros e as variações percentuais da taxa interna de juros. Os resultados são apresentados na Tabela 6.

TABELA 6 – Teste de cointegração entre taxas externa e interna de juros.

r_0	$\lambda_{traço}(r)$	$p - valor$	$\lambda_{max}(r, r + 1)$	$p - valor$
<i>Lags³² - 3</i>				
0	16,93054	0,0792	0,101062	0,1027
1	2,014824	0,1558	0,014289	0,1558
<i>Lags - 6</i>				
0	18,83554	0,0434	0,110949	0,0703
1	2,724200	0,0988	0,019688	0,0988
<i>Lags - 12</i>				
0	28,50032	0,0014	0,128738	0,0369
1	10,44681	0,0012	0,076650	0,0012

Fonte: Resultados da pesquisa.

Como pode ser observado no quadro, considerando três defasagens, a um nível de aproximadamente 10%, tanto o teste do traço quanto do máximo autovalor sugerem a existência de um vetor de cointegração entre as variáveis. Por sua vez, tanto com seis quanto com doze defasagens, ao nível de 10%, tanto o teste do traço quanto do máximo autovalor apontam para a existência de duas equações de cointegração entre as variáveis.

Assim, como apontado pelo teste de cointegração entre as taxas externa e interna de juros, considerando defasagens de três, seis e doze meses, tanto pelo teste traço quanto pelo teste máximo autovalor, confirma-se a hipótese de que há uma relação de equilíbrio de longo prazo entre a taxa externa de juros e a taxa interna de juros, relação confirmada pela análise das variáveis em sua forma logarítmica³³.

Ressalta-se que o resultado da cointegração se tornou mais notável (maior número de equações cointegrantes) com o aumento das defasagens, o que evidencia que maiores

³² O critério utilizado para a escolha das defasagens se refere a uma variação trimestral, semestral e anual, visando identificar possíveis divergências de resultados temporalmente.

³³ O mesmo resultado é obtido com as variáveis sem a transformação logarítmica. Utilizou-se a transformação para apontar como as variações percentuais da taxa externa afetam as variações percentuais taxa interna.

defasagens tornam a relação de equilíbrio mais clara, ou seja, a relação de equilíbrio de longo prazo se torna mais patente com o transcorrer do tempo.

5.3 Causalidade de Granger entre taxas de juros

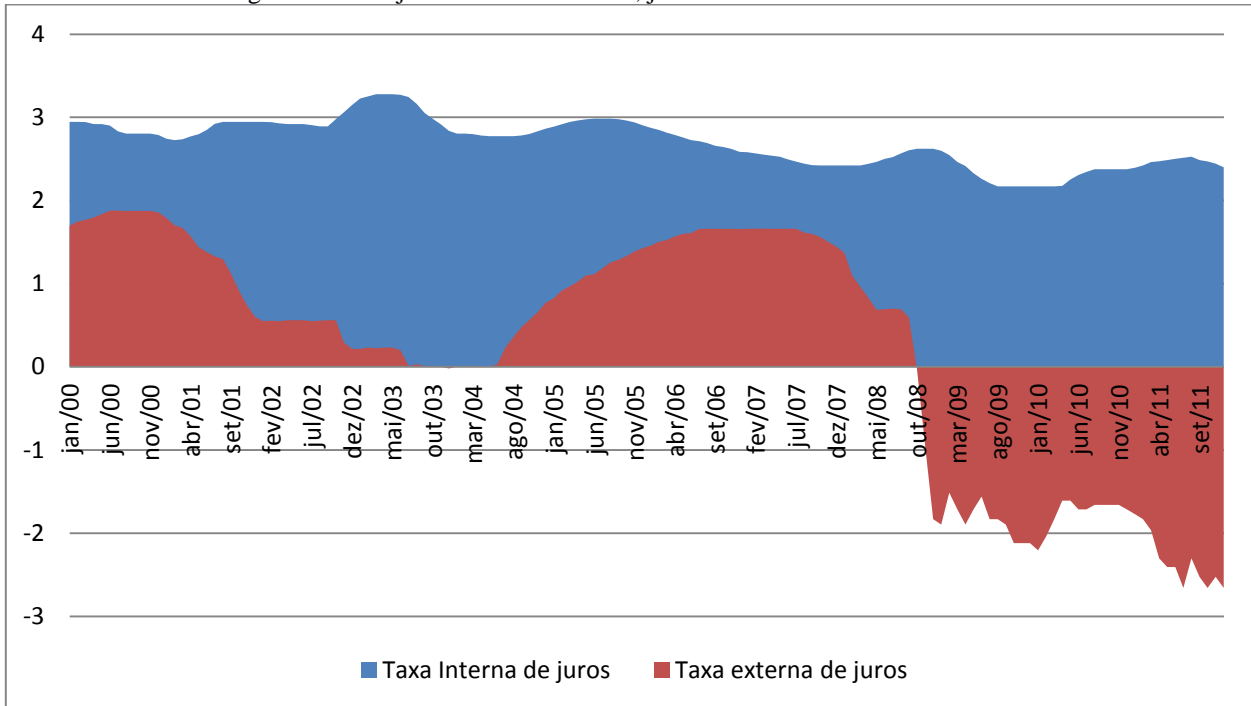
As variações percentuais na taxa básica de juros externa ajudam a prever as variações percentuais que ocorrem na taxa básica de juros brasileira? Visando responder a essa pergunta, foi realizado o teste bivariado de causalidade de Granger.

Através da análise da Figura 18, percebe-se que em sua forma logarítmica, a taxa externa de juros apresenta movimentos mais intensos do que a taxa interna de juros. Isso ocorre visto que, sendo a taxa externa significativamente menor do que a taxa interna de juros, pequenas oscilações em pontos básicos da taxa externa significam maiores variações percentuais quando comparadas a uma mesma variação na taxa interna. Mesmo apresentando menores oscilações em termos totais, a taxa externa de juros oscilou percentualmente muito mais do que a brasileira³⁴, e a forma logarítmica capta essa característica. Esse fato se torna claro no caso americano para os períodos iniciais de 2001, julho de 2004, e, sobretudo, janeiro de 2008. O caso brasileiro apresentou variações significativas a partir de meados de 2002, meados de 2003, e meados de 2008.

Assim, apresenta-se a Figura 18, buscando evidenciar o comportamento das variações percentuais ocorridas na taxa básica de juros externa e das variações percentuais ocorridas na taxa básica de juros interna. A representação logarítmica das variáveis elucida o que já foi argumentado, ou seja, embora a taxa interna de juros tenha oscilado muito mais em termos absolutos do que a taxa externa de juros, esta por sua vez variou significativamente mais do que a taxa interna de juros em termos percentuais. As oscilações foram muito mais intensas em vista da taxa de juros externa ser consideravelmente inferior a taxa interna de juros, que é tida uma das mais elevadas do mundo. De tal forma, apenas uma política monetária muito mais agressiva teria aproximado o comportamento da taxa brasileira do comportamento da taxa externa, em termos percentuais.

³⁴ Por exemplo, em janeiro de 2008 a taxa de juros americana foi de 3,94%, caindo para 2,98% em fevereiro, uma redução superior a 20%. Entre março e abril de 2008 a taxa SELIC foi elevada de 11,25% para 11,48%, uma elevação percentual pequena.

FIGURA 18 – Taxas logarítmicas de juros externa e interna, janeiro de 2000 a dezembro de 2011.



Fonte: *Board of Governors of the Federal Reserve System*, 2012.

Por pressuposição teórica, a taxa de juros brasileira deve ser influenciada pela taxa externa, mas o oposto não deve ocorrer. Ou seja, as variações percentuais na taxa externa de juros devem preceder as variações percentuais na taxa interna de juros, e o teste de causalidade de Granger busca captar essa relação. Os resultados são apresentados na Tabela 7³⁵.

³⁵ Os resultados significativos (que rejeitam a hipótese nula) são destacados em itálico. O critério utilizado para a escolha das defasagens se refere a uma variação trimestral e seus múltiplos, visando identificar possíveis divergências de resultados temporalmente.

TABELA 7 – Teste de causalidade Bivariada de Granger – Taxa externa de juros (*Fed funds*) e taxa interna de juros (SELIC), janeiro de 2000 a dezembro de 2011 – primeira diferença da representação logarítmica.

<i>Lags - 3</i>			
H_0	Observações	<i>Estatística – F</i>	<i>p – valor</i>
SELIC não Granger- causa FED FUNDS	140	0,77257	0,5113
FED FUNDS não Granger-causa SELIC	140	2,82432	0,0412
<i>Lags - 6</i>			
H_0	Observações	<i>Estatística – F</i>	<i>p – valor</i>
SELIC não Granger- causa FED FUNDS	138	0,94752	0,4638
FED FUNDS não Granger-causa SELIC	138	1,93160	0,0808
<i>Lags - 9</i>			
H_0	Observações	<i>Estatística – F</i>	<i>p – valor</i>
SELIC não Granger- causa FED FUNDS	135	0,80199	0,6152
FED FUNDS não Granger-causa SELIC	135	1,29396	0,2477
<i>Lags - 12</i>			
H_0	Observações	<i>Estatística – F</i>	<i>p – valor</i>
SELIC não Granger- causa FED FUNDS	132	1,07684	0,3870
FED FUNDS não Granger-causa SELIC	132	1,32488	0,2154

Fonte: Resultados da pesquisa.

Através do teste, considerando três e seis defasagens, pode-se rejeitar ao nível de 10% a hipótese nula de que a taxa externa de juros não Granger-causa a taxa interna de juros. Ao mesmo tempo, não se pode rejeitar a hipótese nula de que a taxa interna não causa no sentido de Granger a taxa externa de juros. Assim, considerando três e seis defasagens, pode-se afirmar que a taxa externa é exógena, no sentido temporal, em relação à taxa interna de juros, mas o oposto não é verdadeiro. Portanto, os resultados estão coerentes com a pressuposição teórica.

Contudo, considerando nove e doze defasagens, a hipótese nula não é rejeitada para os dois casos, apontando assim a dificuldade que as variações percentuais nas taxas apresentam para ajudar a explicar as variações percentuais entre si.

Em suma, pode-se afirmar que com até seis defasagens, as variações da taxa externa de juros são linearmente informativas a respeito das variações na taxa interna de juros, ou seja, as variações da taxa externa de juros auxiliam na previsão das variações da taxa interna de juros. Contudo, considerando períodos superiores a seis meses, não se observa capacidade de auxílio preditivo por parte da taxa externa de juros sobre a taxa interna de juros, ou seja, as variações percentuais da taxa externa de juros não auxiliam na previsão das variações percentuais da taxa interna de juros – e vice versa.

5.4 Identificação das defasagens do modelo

Para determinação do número de defasagens das variáveis endógenas do modelo, utilizou-se dos critérios de informações de Akaike (AIC), Schwarz (BIC) e Hannan-Quinn (HQC). Na realização dos testes, considerou-se a existência de constante, tendência e *dummies* sazonais³⁶. Além disso, definiu-se 12 meses como sendo a defasagem máxima a ser analisada pelos critérios de informação. Os resultados encontram-se no apêndice C.

De acordo com os critérios de informação AIC, BIC e HQC, as defasagens ótimas para as variáveis do modelo serão duas. Como aponta BUENO (2011), os critérios BIC e HQC estimam assintoticamente a ordem de defasagem sob condições gerais, além de ser o critério BIC o mais parcimonioso na escolha da defasagem ótima. Assim, foi definido como sendo duas defasagens (dois meses) a ordem de defasagem das variáveis do VAR.

5.5 Relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis do modelo

Para determinar qual o modelo econométrico mais apropriado a ser utilizado e também visando testar a hipótese de que há uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis do modelo, foi realizado o teste de cointegração de Johansen. Para a realização do teste,

³⁶ Testes realizados considerando apenas constante; apenas tendência; e constante com tendência chegaram aos mesmos resultados quanto ao número ótimo de defasagens.

foi considerado todo o período de análise. Também, foi considerada a existência de intercepto no vetor de cointegração e tendência linear no vetor de cointegração e no nível. Utilizaram-se as variáveis em forma de logaritmo natural. Ainda, utilizou-se o intervalo de duas defasagens no teste de cointegração. O uso de apenas uma defasagem no modelo, resultou em significativos problemas com autocorrelação, heterocedasticidade e normalidade, sem ganhos significativos nos ajustes realizados visando às correções dos problemas. De tal forma, almejando superar tais inconsistências, estimou-se o modelo com duas defasagens, gerando resultados satisfatórios, como será evidenciado no próximo tópico. O resultado do teste de cointegração é apresentado na Tabela 8.

TABELA 8 – Teste de cointegração para as variáveis do modelo.

r_0	$\lambda_{traço}(r)$	$p - valor$	$\lambda_{max}(r, r + 1)$	$p - valor$
<i>Lags - 2</i>				
0	138.6753	0.0001	63.17904	0.0001
1	75.49624	0.0941	28.52454	0.3462
2	46.97170	0.2180	18.00937	0.7092
3	28.96233	0.1916	15.34375	0.4680
4	13.61857	0.2051	9.391498	0.4557
5	4.227073	0.0398	4.227073	0.0398

Fonte: Resultados da pesquisa.

Como pode ser observado no quadro, considerando duas defasagens, ao nível de 1%, tanto o teste do traço quanto do máximo autovalor apontam para a existência de um vetor de cointegração entre as variáveis³⁷. Nesse sentido, identificou-se uma combinação linear entre as variáveis do modelo, resultando em equilíbrio de longo prazo. Configura-se assim, a solidez na análise econômica que será apresentada, não derivando os resultados de um modelo espúrio.

Assim, ao nível de 1%, foi possível identificar um vetor de cointegração entre as variáveis endógenas do modelo. Com efeito, a matriz Π possui posto incompleto ($0 < r < k$), sendo o procedimento adequado à estimação de um Vetor de Correção de Erros (VEC) com um vetor de cointegração, estando a variável exógena em primeira diferença, dada sua não estacionariedade em nível.

³⁷ O mesmo resultado é obtido considerando uma defasagem.

5.6 Testes nos resultados

Precedendo a apresentação dos resultados do modelo VEC estimado, realizou-se uma sequência de testes usuais, como os de homocedasticidade, normalidade e autocorrelação dos resíduos. Tais testes de verificação são importantes para se ter um modelo que apresente resultados eficientes e consistentes, de modo que as análises realizadas sejam estatisticamente significativas e confiáveis.

Nesse sentido, foram realizados nos resíduos estimados os testes de heterocedasticidade de White, de normalidade dos resíduos Jarque-Bera e o teste multiplicador de Lagrange para autocorrelação residual.

Conforme apontam os dados apresentados no apêndice D, pelo teste de Breusch-Godfrey (multiplicador de Lagrange) para autocorrelação residual, não se rejeita a hipótese nula ausência de correlação serial para a segunda ordem³⁸. A importância em se ter ausência de autocorrelação serial no modelo se dá devido à função impulso-resposta, pois esta utiliza os resíduos nas suas estimativas. Problemas de autocorrelação resultariam em estimativas inconsistentes dos coeficientes das funções a serem analisadas. Dado a constatação da ausência de autocorrelação serial no modelo, pode-se afirmar que as estimativas das funções de impulso-resposta serão consistentes.

Em seguida, para verificar a normalidade dos resíduos, foi realizado o teste Jarque-Bera, que rejeitou a hipótese nula de normalidade no modelo, o que implica em não normalidade dos resíduos. Os resultados são apresentados no apêndice E.

Via de regra, a correção da não normalidade se dá através da inclusão de variáveis *dummy*. Contudo, a inclusão destas variáveis nos períodos em que ocorreram choques não esperados e não captados pelo modelo não resolveu o problema de não normalidade. Assim, considerou-se o pressuposto de que a correção deste problema não se faz necessária em um modelo que utiliza o método da Máxima Verossimilhança para estimação dos coeficientes, visto que por meio deste método os resíduos tendem à normalidade assintoticamente. Sendo o VEC estimado por Máxima Verossimilhança e, portanto, sem prejudicar a análise impulso-resposta e de decomposição da variância, optou-se por prosseguir com o modelo original.

³⁸ A defasagem utilizado no estudo. Embora o modelo VEC apropriado seja de ordem 1, este modelo apresentou problemas de autocorrelação, e para sua correção, optou-se por elevar a ordem do modelo para um VEC(2), cujos resultados estatísticos apontaram para ausência de autocorrelação.

Por fim, buscou-se verificar se os resíduos estimados são homocedásticos. A análise foi realizada através do teste de heterocedasticidade de White, cujos resultados não rejeitaram a hipótese nula de homocedasticidade. Os resultados são apresentados na Tabela 9. Não rejeitando a hipótese nula de homocedasticidade, constata-se que os resíduos estimados possuem variância constante no tempo.

TABELA 9 – Teste de heterocedasticidade de White.

<i>Estatística χ^2</i>	<i>p – valor</i>
2873.456	0.3025

Nota: [$H_0 = \text{homocedasticidade}$ $H_1 = \text{heterocedasticidade}$].

Fonte: Resultados da pesquisa.

Ainda, verificam-se as propriedades dinâmicas do modelo, fazendo-se observar as raízes do polinomial característico, para se certificar da estabilidade do modelo. Para haver estacionariedade em um VEC, deve-se ter que os autovalores do polinômio característico do VEC estejam fora do círculo unitário. Além disso, dado que o modelo apresenta um vetor de cointegração ($r = 1$), conforme apontado pelo teste de cointegração de Johansen, o modelo de correção de erros impõe $k - r$ raízes iguais à unidade, sendo k o número de variáveis endógenas do modelo.

No apêndice F são apresentados os valores das raízes características do modelo estimado, estando às mesmas em sintonia com a estimação do VEC, havendo cinco raízes iguais à unidade ($k = 6$) – ($r = 1$).

A raiz de maior autovalor, em módulo, é de 0,850464, além disso, há a presença de 12 raízes complexas. Ainda assim, o inverso de todas as raízes está dentro do círculo unitário³⁹, respeitando a regra exigida para se ter o modelo estável.

Dado que o modelo estimado apresentou adequação satisfatória nos testes dos resultados estimados, pode-se partir para a etapa de análise e discussão dos resultados.

³⁹ Como apresentado pelo *software* EVIEWS®. Estando o inverso das raízes dentro do círculo unitário, consequentemente se respeita a regra de que todas as raízes estejam fora do círculo unitário.

5.7 Impacto da taxa externa de juros na taxa interna de juros

No estudo, já foi demonstrado que a taxa básica de juros no Brasil apresenta uma relação de equilíbrio de longo prazo com a taxa básica externa de juros. Além disso, foi demonstrado que as variações percentuais na taxa básica de juros externa ajudam a prever as variações percentuais que ocorrem na taxa básica de juros brasileira. Nesse tópico, busca-se responder como ocorre essa relação, ou seja, se as oscilações entre as taxas ocorrem no mesmo sentido ou se são divergentes.

Sendo em sentidos opostos as oscilações que ocorrem entre as taxas de juros externa e interna, então as variações positivas na taxa externa de juros tendem a reduzir a taxa SELIC, ao passo que as variações negativas na taxa externa tendem a elevar a taxa SELIC. Não sendo oposta a relação entre as taxas, isso implica que ambas se movimentam no mesmo sentido.

Pela análise do VEC estimado (vide apêndice G), percebe-se que a relação entre as variações nas taxas de juros ocorre no mesmo sentido, ou seja, dada uma variação (positiva ou negativa) na taxa externa de juros, a taxa SELIC tende a acompanhar na mesma direção o movimento externo.

Tais resultados são importantes no estudo, visto que elucidam a influência da taxa de juros externa sobre a taxa de juros interna. Inicialmente, constata-se que a taxa básica de juros brasileira tem sido influenciada pelo cenário internacional, o qual tem colaborado para a redução da taxa interna de juros. Além disso, pelos resultados torna-se possível compreender qual a trajetória que a taxa de juros no Brasil poderá tomar em face de um cenário ascendente de juros no cenário internacional. *Ceteris paribus*, taxa ascendente de juros no cenário externo implica em taxa de juros maior no cenário interno, com significativa repercussão sobre a economia brasileira.

Ainda, pelo resultado obtido, argumenta-se que as discrepâncias de oscilações encontradas na Figura 17 - que evidenciaram variações em sentidos opostos entre as taxas de juros - derivaram dos outros fatores que operaram na formação da taxa básica de juros brasileira, visto que, como apontou o resultado, individualmente as pressões baixistas na taxa externa de juros repercutiram na mesma direção na taxa brasileira⁴⁰. Nesse sentido, o impacto da taxa externa de juros suavizou a divergência nas variações opostas ocorridas entre taxa externa de juros e taxa interna de juros.

⁴⁰ Ressalta-se assim que apenas a inspeção visual pode levar a conclusões equivocadas.

5.8 Testes de causalidade

Buscou-se verificar se no curto prazo as variáveis endógenas do modelo → Resultado Nominal, Reservas Internacionais, Prêmio de Risco, Taxa de Câmbio e Índice de Preços causam individualmente e conjuntamente no sentido de Granger a variável taxa de juros SELIC. Para isso, foi realizado o teste de Wald bloco exogeneidade (causalidade de Granger)⁴¹. Os resultados são apresentados na Tabela 10.

TABELA 10 – Testes de Wald bloco exogeneidade (causalidade de Granger).

Variável excluída	Estatística χ^2	Graus de liberdade	p – valor
D(LOGRN)	4,739023	2	0,0935
D(LOGRI)	5,361469	2	0,0685
D(LOGPR)	0,052063	2	0,9743
D(LOGCAMB)	0,723905	2	0,6963
D(LOGIP)	10,05427	2	0,0066
TODAS	24,46954	2	0,0064

Fonte: Resultados da pesquisa.

Neste teste, a hipótese nula de exogeneidade em bloco é que a variável excluída não influencia o modelo no curto prazo. Ao nível de 10%, as variáveis prêmio de risco e taxa de câmbio não rejeitaram a hipótese nula, sinalizando que individualmente, e no curto prazo, tais variáveis podem ser consideradas exógenas. Contudo, ao se considerar o conjunto das variáveis analisadas, rejeita-se a hipótese nula ao nível de 1%, e, portanto, o conjunto das variáveis mencionadas possui causalidade sobre a taxa SELIC.

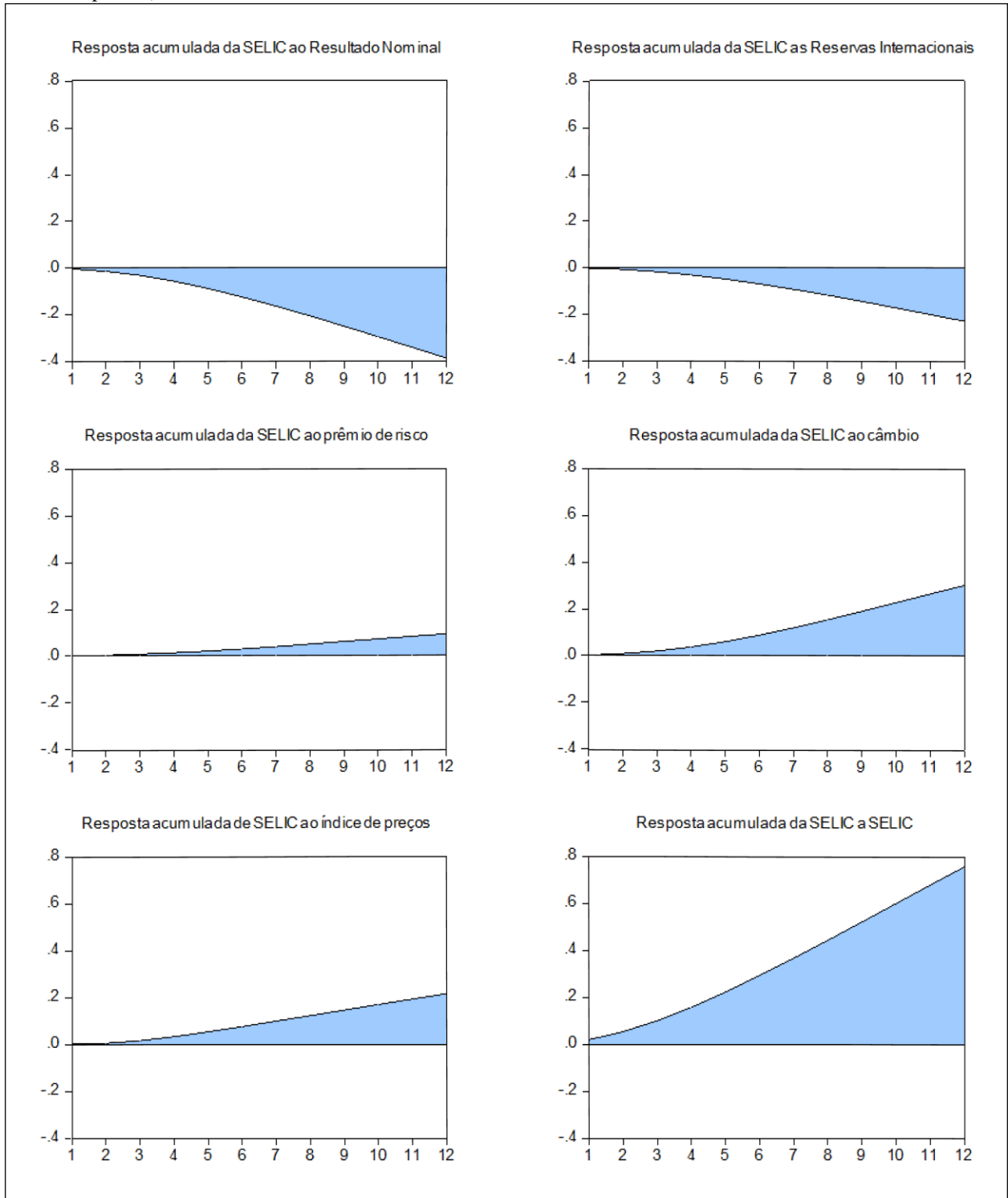
⁴¹ Para maiores informações, consultar Enders (2010).

5.9 Impactos dos mecanismos endógenos na trajetória da taxa de juros interna

Um possível mecanismo a ser utilizado para se analisar os resultados do modelo é a função impulso resposta, visto que esta mostra como um choque em uma variável endógena do modelo afeta as outras variáveis endógenas – bem como o efeito sobre si mesma.

O período de análise compreende 12 períodos, o que equivale, nesse estudo a um ano. Ressalta-se ainda que as estimativas foram feitas em logaritmo natural, o que leva a resultados em termos de variações percentuais. Os resultados são apresentados na Figura 19.

FIGURA 19 – Função Impulso Resposta Generalizada (acumulada) – Variáveis endógenas sobre SELIC (choque de um desvio-padrão).



Fonte: Resultados da pesquisa.

Pelos resultados, compreende-se qual o impacto de um choque nas variáveis endógenas sobre a taxa de juros interna. Por suposição teórica, a taxa de juros interna deveria

responder negativamente a choques nas variáveis resultado nominal e reservas internacionais, e ao mesmo tempo, responder positivamente a choques no prêmio de risco, na taxa de câmbio, no índice de preços, bem como a choques nela própria. Tais resultados teóricos estão de acordo com os apontados pela revisão literária sobre os mecanismos endógenos para se reduzir a taxa de juros no Brasil.

De acordo com a Figura 19, constata-se a coerência dos resultados obtidos com a literatura apontada a respeito do assunto. Em suma, a taxa de juros interna responde negativamente a choques nas variáveis resultado nominal e reservas internacionais, e ao mesmo tempo, responde positivamente a choques nas demais variáveis endógenas do modelo.

Ao se analisar o comportamento da resposta da taxa interna de juros aos choques, verifica-se que um choque de um desvio-padrão nas variáveis resultado nominal e reservas internacionais no horizonte h provoca uma variação acumulada de -0,387% e de -0,226%, respectivamente, na taxa interna de juros ao fim de um ano. Nesse sentido, as variações no resultado nominal do governo e nas reservas internacionais do Brasil possuem um impacto significativo sobre a taxa de juros.

Ainda, analisando-se o comportamento da resposta da taxa interna de juros aos choques, verifica-se que um choque de um desvio-padrão nas variáveis prêmio de risco, taxa de câmbio, índice de preços e taxa SELIC⁴², provoca no horizonte h uma variação acumulada de 0,093%, 0,303%, 0,215%, 0,759%, respectivamente, na taxa interna de juros ao fim de um ano.

Salienta-se que em magnitudes absolutas, respectivamente, as variáveis SELIC, resultado nominal, taxa de câmbio, índice de preços, reservas internacionais e prêmio de risco foram as mais importantes para demonstrar o comportamento da taxa interna de juros frente a choques nas variáveis endógenas do modelo. Ainda, em termos absolutos, a taxa SELIC, com 0,759%, apresentou valor consideravelmente superior as variáveis resultado nominal (0,387%) e taxa de câmbio (0,303%). Nesse sentido, confirma-se o elevado grau de endogeneidade e inercialidade da taxa interna de juros.

⁴² Impulso-resposta-reflexiva.

5.10 Efeitos de choques inesperados nos mecanismos endógenos sobre a taxa de juros no Brasil

Outra forma de explorar as relações entre as variáveis endógenas do modelo macroeconômico estimado é através da decomposição da variância do erro de previsão. Esta mostra qual a porcentagem da variância do erro de previsão que decorre de cada variável endógena ao longo do horizonte de previsão. Com efeito, é possível verificar o quanto da mudança resulta do choque na própria variável, permitindo identificar o grau de endogeneidade da variável e também determinar a interação existente entre as diversas variáveis do modelo (ENDERS, 2010). Os resultados obtidos são apresentados na Tabela 11.

TABELA 11 – Análise da decomposição da variância do erro de previsão da taxa SELIC.

Período (mês)	Desvio-	RN	RI	PR	CAMB	IP	SELIC
	Padrão (σ)						
1	0,252691	2,832998	0,424486	0,732509	1,123702	0,403561	94,48274
2	0,308155	7,708930	1,399102	0,832765	1,955607	1,477884	86,62571
3	0,385924	10,90682	2,805265	0,905209	2,917645	4,241919	78,22314
4	0,457226	13,39246	3,523405	0,994586	4,304105	6,756235	71,02921
5	0,522526	15,39007	3,970734	1,079469	5,828698	8,234995	65,49603
6	0,583323	16,78054	4,396260	1,177771	7,229191	8,988836	61,42740
7	0,639558	17,81390	4,789034	1,279350	8,387246	9,312092	58,41838
8	0,690744	18,61430	5,134211	1,367612	9,294589	9,415574	56,17371
9	0,737649	19,24357	5,440976	1,429329	10,00080	9,417316	54,46800
10	0,780741	19,75644	5,713385	1,459086	10,56096	9,372349	53,13778
11	0,820408	20,18928	5,955493	1,459885	11,01922	9,307203	52,06892
12	0,857128	20,56304	6,171977	1,438606	11,40735	9,234996	51,18402

Legenda: RN = resultado nominal / RI = Reservas internacionais / PR = prêmio de risco / CAMB = taxa de câmbio / IP = índice de preços / SELIC = taxa SELIC.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Pela Tabela 11 é possível analisar como cada variável endógena do modelo pode explicar a taxa interna de juros. A decomposição é apresentada para um total de 12 períodos (meses).

A variável SELIC tem aproximadamente 51% de sua variância explicada por ela mesma, sendo que, aproximadamente 20% de sua variância é atribuída a choques na variável resultado nominal. Além disso, destacam-se as variáveis taxa de câmbio e índice de preços, explicando, respectivamente, 11,5% e 9,23% da variância do erro de previsão. Menor destaque receberam as variáveis reservas internacionais, com 6,2%, e prêmio de risco, apresentando baixa relevância, de 1,5%⁴³.

Reforça-se que uma porcentagem significativa da variância da taxa interna de juros pode ser explicada por ela mesma, apontando assim, o elevado grau de endogeneidade e inercialidade da variável. Excluindo-se a taxa de juros desta análise, constata-se que menos de 50% da decomposição da variância do erro pode ser explicado pelo conjunto das outras cinco variáveis endógenas. Ainda assim, há resultados não desprezíveis a serem apontados. Do total deste conjunto de cinco variáveis endógenas (excluindo SELIC), aproximadamente 42,1⁴⁴% da decomposição da variância do erro é explicada pelo resultado nominal. Por sua vez, a taxa de câmbio também apresenta significância considerável, ao explicar 23,4% do total deste conjunto. O índice de preços explica 18,9%, ao passo que reservas internacionais e prêmio de risco explicam, respectivamente, 12,6% e 2,95% do total da decomposição da variância do erro, no grupo das cinco variáveis endógenas que não a taxa de juros.

Os resultados encontrados pela decomposição da variância dos erros de previsão reforçam os resultados encontrados pela função impulso resposta, em que as variáveis SELIC, resultado nominal, taxa de câmbio, índice de preços, reservas internacionais e prêmio de risco foram as mais importantes para demonstrar o comportamento da taxa interna de juros. Por fim, aponta-se que a variável SELIC é a única no modelo que reduz sua participação na decomposição ao longo do tempo, dado que variáveis como taxa de câmbio e resultado nominal, em especial, ganham notoriedade ao passar dos meses.

⁴³ Possivelmente, a baixa relevância apresentada pelo prêmio de risco está associada a sua trajetória de queda verificada no período do estudo, mantendo-se “estável” em valores historicamente baixos.

⁴⁴ Conforme consta na última linha do quadro 16, divide-se o valor do resultado nominal (0,205) pela soma de todas as variáveis do modelo, excluindo a SELIC ($0,205 + 0,061 + 0,014 + 0,114 + 0,092 = 0,488$). Assim, $0,205 \div 0,488 = 0,421 = 42,1\%$.

5.11 Breve nota sobre os resultados obtidos

Inicialmente, é possível destacar que no período estudado neste trabalho (2000 a 2011) a taxa de juros externa impactou na formação da taxa interna de juros brasileira. Esses resultados estão de acordo com os obtidos em Karbel (2009) para o período de janeiro de 2000 a abril de 2003, em Garcia e Didier (2003) para o período de janeiro de 1995 a junho de 2001, em Marçal, Pereira e Filho (2001) para o período de 1980 a 1994, e com os resultados obtidos por Sachsida, Teixeira e Júnior (1999), para os períodos de janeiro de 1984 a dezembro de 1989 e de janeiro de 1990 a junho de 1994. Ainda, encontrou respaldo o apontamento de Silva, Triches e Hillbrech (2009), sugerindo que a economia brasileira possa sofrer maior impacto do cenário externo no que tange a determinação da taxa interna de juros, em vista dos resultados encontrados neste estudo. Em suma, no regime atualmente em vigor no Brasil, de metas de inflação e taxa de câmbio flutuante, a taxa interna de juros é impactada pela taxa externa de juros, e ainda, há uma relação de equilíbrio de longo prazo entre ambas.

Garcia e Didier (2003) analisando o período de janeiro de 1995 a junho de 2001, estimaram quais variáveis mais impactaram na determinação da taxa de juros interna. Como resultados, identificaram alguns componentes importantes para a determinação do risco Brasil, entre eles os resultados fiscais esperados, o déficit esperado na conta corrente, as condições do mercado financeiro doméstico e as condições do mercado financeiro internacional. Ainda, obteve-se que, além do risco cambial, o Risco Brasil foi relevante para a determinação das taxas de juros domésticas. Menor importância foi dada a taxa de juros externa e a depreciação cambial esperada, embora ambas impactassem significativamente.

Os resultados de Garcia e Didier (2003) estão em linha com os obtidos no modelo proposto, em que as variáveis resultado nominal (relacionada aos resultados fiscais esperados), taxa de câmbio (estritamente relacionada ao risco cambial), prêmio de risco e taxa externa de juros possuíram relevância na determinação da taxa interna de juros, ainda que em magnitudes distintas. Ainda, foi verificada similaridade na ordenação da importância para determinação da taxa de juros interna, visto que, dentre as variáveis disponíveis em ambos os estudos, no que tange magnitude, as variáveis mais impactantes na taxa interna de juros foram as contas públicas, a taxa de câmbio e o prêmio de risco.

Por sua vez, Sachsida, Teixeira e Júnior (1999), analisando o período de janeiro de 1984 a outubro de 1998, também estimaram quais variáveis mais impactaram na determinação da taxa de juros interna. Inicialmente, constataram no estudo a ocorrência de quebras estruturais na taxa interna de juros. Para solucionar a questão da quebra estrutural, a série foi dividida em três períodos distintos: de janeiro de 1984 a dezembro de 1989, de janeiro de 1990 a junho de 1994, e de julho de 1994 a outubro de 1998. Para o primeiro período analisado, constatou-se que a hipótese da paridade juros descoberta não foi verificada. Porém, ainda assim, verificou-se significativa influência da taxa externa de juros na formação da taxa interna de juros. Já no segundo período, as evidências foram favoráveis a paridade juros descoberta. Assim, o mercado não cobrou um prêmio de risco. Mais que isso, a hipótese paridade juros descoberta foi verificada nesse intervalo de tempo, sinalizando assim que a taxa de juros doméstica foi completamente determinada pela taxa de juros externa mais a desvalorização cambial. Por fim, no terceiro período verificou-se que a taxa de juros doméstica foi totalmente determinada por fatores internos, não ocorrendo relação alguma com a taxa de juros externa.

Os resultados obtidos nesta pesquisa se alinham aos verificados por Sachsida, Teixeira e Júnior (1999), para o período entre janeiro de 1984 a dezembro de 1989, em que houve influência da taxa externa de juros na formação da taxa interna de juros, contudo, sem ela ser a única variável explicativa junto com a desvalorização cambial, como verificado para o período entre julho de 1994 a outubro de 1998.

Através dos resultados obtidos, é possível afirmar que em magnitudes absolutas, respectivamente, as variáveis SELIC, resultado nominal, taxa de câmbio, índice de preços, reservas internacionais e prêmio de risco foram as mais importantes para demonstrar o comportamento da taxa interna de juros frente a choques nas variáveis endógenas do modelo. Como foi apontando pela revisão da literatura, há um destaque para a importância da desindexação da economia brasileira e do melhoramento das contas públicas para se reduzir a taxa interna de juros. Os resultados do trabalho colaboram com ambos os apontamentos, visto que as variáveis SELIC e o resultado nominal foram as variáveis chaves na determinação da taxa interna de juros.

A manutenção de elevada taxa interna de juros no Brasil é um fenômeno complexo que não pode ser explicado, isoladamente, por determinado fator específico. Ainda assim, os resultados do trabalho evidenciam que para se reduzir a taxa interna de juros, a política

econômica brasileira deve, de forma especial, atacar a indexação da economia e aperfeiçoar a gestão da política fiscal.

A conclusão do processo de desindexação da economia é de vital relevância para se possibilitar reduções permanentes na taxa interna de juros. Como ressaltam Modenesi e Modenesi (2011) e Oreiro e Basílio (2011), a forte indexação dos preços (notadamente de preços administrados e salário mínimo) e dos ativos financeiros no país operam no sentido de sustentar a elevada taxa interna de juros brasileira. De acordo com Modenesi e Modenesi (2011), através do Plano Real ocorreu uma substancial desindexação da economia brasileira, ainda que parcial. Contudo, o processo de desindexação não apenas não tem sido mantido nos últimos anos, como ainda tem sofrido retrocesso. Ainda, visando reduções permanentes na taxa interna de juros, as contas públicas brasileiras - cujos indicadores estão sendo deteriorados nos últimos anos – necessitam de reavaliação. O governo brasileiro continua absorvendo parte da escassa poupança na economia para cobrir seu desequilíbrio operacional. Os resultados deste trabalho evidenciaram que o resultado nominal possui uma relação inversa com a taxa interna de juros. Nesse sentido, torna-se defensável a busca de um superávit nominal no Brasil. A existência do superávit nominal impactará positivamente na economia, induzindo reduções na taxa interna de juros.

Ainda, sustenta-se que a maior parte dos elementos institucionais apresentados como determinantes da taxa de juros e que não foram passíveis de quantificação, como por exemplo, a incerteza jurisdicional, inércia inflacionária, contaminação da política monetária pela dívida pública, segmentação do mercado de crédito, contrato social brasileiro, etc... estão implícitos na variável SELIC. A elevada inercialidade da taxa de juros brasileira verificada neste estudo, portanto, é também, uma “medida de nossa ignorância”, derivando do não ataque a graves problemas que norteiam a economia brasileira (como os supracitados). Disso resulta que há um elevado componente de inercialidade na formação da taxa básica de juros no Brasil. Este resultado é apresentado de forma peculiar nesse estudo, visto que os trabalhos empíricos já conduzidos, como apontou a revisão bibliográfica, não deram ênfase à inercialidade da taxa SELIC, sendo que sequer ela foi encontrada nos estudos empíricos consultados.

Por fim, menciona-se que algumas variáveis foram apresentadas como impactantes na taxa interna de juros e que poderiam ser utilizadas ou estimadas no estudo, como depreciação cambial esperada, rolagem mensal da dívida pública brasileira e déficit esperado na conta corrente. Advoga-se que estas variáveis estão implícitas nas séries prêmio de risco (PR), taxa de

câmbio (CAMB) e também na própria SELIC (em vista de problemas cíclicos, como a dificuldade da rolagem da dívida pública, que ocorre em momentos de crise), e que portanto, o uso delas pouco contribui ao estudo, ao mesmo tempo em que prejudica o princípio econométrico da parcimônia e a qualidade estatística do modelo.

5.12 Expectativas para a taxa SELIC

Visando compreender a possível trajetória que a taxa interna de juros pode tomar, bem como verificar o grau de coerência do modelo em estudo, realizou-se um estudo preditivo para a variável SELIC para os anos de 2012 e 2013, baseado no VEC estimado nesse estudo. Pela análise da trajetória, busca-se saber qual o caminho que a variável em estudo poderá tomar. Além disso, confrontam-se os valores estimados pelo modelo proposto com os valores observados entre os meses de janeiro de 2012 a maio de 2013⁴⁵. Os dados são apresentados na Tabela 12.

⁴⁵ Em vista da disponibilidade de dados. Ainda, ressalta-se que neste estudo preditivo foi eliminada a variável exógena (taxa externa de juros), buscando a trajetória estimada da taxa interna de juros em face do comportamento das variáveis internas apenas.

TABELA 12 – Previsão da taxa SELIC, janeiro de 2012 a dezembro de 2013.

Mês	SELIC (%)	SELIC estimada (%)	Diferença (%)
Jan/12	10,79	10,60	0,19
Fev/12	10,50	10,56	-0,06
Mar/12	9,92	10,19	-0,27
Abr/12	9,45	9,47	-0,02
Mai/12	8,97	9,12	-0,16
Jun/12	8,50	8,61	-0,11
Jul/12	8,18	8,11	0,07
Ago/12	7,97	7,89	0,08
Set/12	7,5	7,59	-0,09
Out/12	7,33	7,43	-0,10
Nov/12	7,25	7,28	-0,03
Dez/12	7,25	7,10	0,15
Jan/13	7,25	7,34	-0,09
Fev/13	7,25	7,40	-0,15
Mar/13	7,25	7,41	-0,16
Abr/13	7,25	7,40	-0,15
Mai/13	7,50	7,40	0,10
Jun/13		7,38	
Jul/13		7,32	
Ago/13		7,22	
Set/13		7,06	
Out/13		7,00	
Nov/13		6,93	
Dez/13		6,83	

Fonte: Resultados da pesquisa.

Como se observa na Tabela 12, a taxa SELIC estimada se aproxima consideravelmente da taxa SELIC observada, em certos momentos superestimando a taxa realizada, em certos momentos subestimando a taxa realizada. Contudo, a diferença entre estimação e valores observados foi baixa, sugerindo assim que o modelo é eficaz em realizar sua função preditiva.

O modelo estimado de previsão da taxa interna de juros esteve, portanto, em sintonia com os valores da taxa SELIC que foram praticados pelo COPOM entre o ano de 2012 e o primeiro quadrimestre de 2013. Ressalta-se ainda, que considerando o modelo proposto, o primeiro semestre de 2013 deverá apresentar pouca oscilação na taxa de juros, entretanto, no segundo semestre haverá viés de baixa na política monetária, em que a taxa básica será novamente reduzida, porém, de forma mais moderada do que foi previsto (e concretizado) para o segundo semestre de 2012. Em suma, e em linha com as estimativas, o ano de 2013 ainda apresentará reduções na taxa básica de juros.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS E CONCLUSÕES

Em linhas gerais, o objetivo deste trabalho foi investigar a taxa básica de juros no Brasil, elucidando os principais fatores determinantes deste. Através da revisão bibliográfica, constatou-se que diversos são os possíveis fatores determinantes da taxa interna de juros.

Pela literatura, apontou-se que o risco cambial, o risco país, a necessidade de financiamento do setor público, os prazos de rolagem da dívida pública, incerteza jurisdicional (raiz da inexistência de um mercado de créditos de longo prazo no Brasil), a segmentação do mercado de crédito, persistente inércia inflacionária, o piso das taxas de juros imposto pela caderneta de poupança, a política do Banco Central quanto ao mercado de divisas, que reduz a absorção de reservas internacionais (o custo seria um câmbio mais apreciado) e a indexação da economia brasileira, são fatores impactantes na taxa interna de juros.

Visando identificar os fatores mais importantes na formação da taxa de juros interna, um estudo empírico foi conduzido, estimando-se um VEC, cujas variáveis endógenas foram resultado nominal, prêmio de risco, reservas internacionais, taxa de câmbio, índice de preços e SELIC, e ainda a taxa de juros externa, *FED FUNDS*, considerada variável exógena do modelo.

O estudo verificou qual o impacto de um choque nas variáveis endógenas sobre a taxa de juros interna. Como resultados, constatou-se que a taxa de juros interna responde negativamente a choques nas variáveis resultado nominal e reservas internacionais, e concomitantemente, responde positivamente a choques nas demais variáveis endógenas do modelo.

Também foi abordada qual a porcentagem da variância do erro de previsão que decorre de cada variável endógena ao longo do horizonte de previsão. Reforçando os resultados anteriormente obtidos, verificou-se que a variável SELIC possui aproximadamente 51% de sua variância de previsão “explicada por ela mesma”, apontando o elevado componente de endogeneidade e inercialidade na variável. Ainda, aproximadamente 20% da variância de previsão da taxa interna de juros é atribuída a choques na variável resultado nominal. Também, destacam-se as variáveis taxa de câmbio e índice de preços, explicando, respectivamente, 11,5% e 9,23% da variância do erro de previsão. Menor destaque receberam as variáveis reservas internacionais, com 6,2%, e prêmio de risco, apresentando baixa relevância, de 1,5%.

No que diz respeito à investigação da influência da taxa de juros externa sobre a taxa de juros interna, pode-se afirmar que com até seis defasagens mensais, as variações da taxa externa de juros são linearmente informativas a respeito das variações na taxa interna de juros. Em suma, as variações percentuais na taxa de juros externa ajudam a prever as variações percentuais que ocorrem na taxa de juros brasileira, sendo a taxa de juros nacional, portanto, impactada pela taxa externa. Ainda dos resultados obtidos, tem-se que a relação entre as variações nas taxas de juros ocorre no mesmo sentido, ou seja, dada uma variação (positiva ou negativa) na taxa externa de juros, a taxa interna de juros tende a acompanhar na mesma direção o movimento externo. Disso deduz-se que, *ceteris paribus*, se a tendência baixista na taxa externa de juros for revertida, o Brasil sofrerá com o mesmo fenômeno.

Contudo, e de relevância significativa, o estudo apontou quais são os mecanismos endógenos à economia brasileira que podem auxiliar na redução da taxa interna de juros. Evidenciou-se que se a tendência baixista na taxa externa de juros for revertida, haverá espaço para a política econômica atuar e suavizar tal pressão altista.

No modelo estimado, constatou-se que as variáveis SELIC, resultado nominal, taxa de câmbio, índice de preços, reservas internacionais e prêmio de risco foram, respectivamente, as mais impactantes na taxa interna de juros. Logo, e como sugestão a política econômica visando atenuar o impacto de um possível movimento altista externo e/ou a redução da taxa interna de juros, induzir a desindexação da economia brasileira, reforçar as contas públicas, permitir uma apreciação cambial, induzir a redução dos índices de inflação, possibilitar um maior acúmulo de reservas internacionais, bem como fomentar a redução do prêmio de risco, são meios possíveis para se atingir tais fins. Destacadamente, com base nos resultados do trabalho, sustenta-se que os meios mais fáceis para se reduzir a taxa interna de juros são a desindexação econômica e o melhoramento dos indicadores fiscais do país.

O estudo respaldou o referencial bibliográfico analisado com resultados empíricos em linha com os esperados. Porém, a questão dos fatores determinantes da taxa interna de juros não foi exaurida, visto que o acréscimo de novas variáveis explicativas – como as apontadas, mas não utilizadas no modelo, podem possibilitar novos *insights* sobre o impacto destas variáveis sobre a taxa interna de juros. Assim, novos estudos que pretendem aprofundar o assunto podem ser direcionados nesse caminho.

Por fim, e alicerçando-se nos resultados da dissertação, finaliza-se o estudo argumentando que a existência de elevada taxa interna de juros não é uma calamidade natural que atinge a economia brasileira, havendo parcela de responsabilidade da política econômica nacional, podendo, portanto, ser intencionalmente revertida, ainda que haja custos elevados neste ato.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AFONSO, J. R. R. **A redução dos juros pelo Banco Central diminuirá no mesmo ritmo o custo da dívida do governo?**. 2011. Disponível em: <<http://www.brasil-economia-governo.org.br/wp-content/uploads/2011/11/a-reducao-dos-juros-pelo-banco-central-diminuirá-no-mesmo-ritmo-o-custo-da-divida-do-governo.pdf>>. Acesso em: 25 fev. 2012.

ANDREWS, D. W. K. Heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix estimation. *Econometrica*, New York, v. 59, p. 817-858, 1991.

ANEFAC. **Pesquisa de Juros de Agosto**. 2012. Disponível em: <http://www.anefac.com.br/pesquisajuros/2012/pesquisa_agosto_2012.pdf>. Acesso em: 06 dez. 2012.

ARIDA, P. ; BACHA, E. L. ; LARA-RESENDE, A. **Credit, Interest, and Jurisdictional Uncertainty: Conjectures on the Case of Brazil**. 2004. Disponível em: <<http://www.ppge.ufrgs.br/giacomo/arquivos/diremp/arida-bacha-resende-2004.pdf>>. Acesso em: 12 mar. 2012.

ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS EXECUTIVOS DE FINANÇAS. **Pesquisa de Juros de Agosto**. 2012. Disponível em: <http://www.anefac.com.br/pesquisajuros/2012/pesquisa_agosto_2012.pdf>. Acesso em: 06 dez. 2012.

BACHA, E. L. **Além da Triáde**: há como reduzir os juros? 2010. Disponível em: <http://iepecdg.com.br/uploads/texto/101020EdmarCOMO_REDUZIR_OS_JUROS.pdf>. Acesso em: 25 jan. 2012.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Regime de metas para a inflação no Brasil**. 2010. Disponível em: <<http://www4.bcb.gov.br/pec/gci/port/focus/FAQ%2010-Regime%20de%20Metas%20para%20a%20Infla%C3%A7%C3%A3o%20no%20Brasil.pdf>>. Acesso em: 19 jan. 2012.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Vetores auto-regressivos**. 2004. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/port/2004/06/ri200406b8p.pdf>>. Acesso em: 15 ago. 2012.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **SGS - Sistema Gerenciador de Séries Temporais.**

Disponível em:

<<https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>>. Acesso em: 25 maio 2012.

BERNANKE, B. S.; MISHKIN, F. S. **Inflation targeting: a new framework for monetary policy.** Cambridge: National Bureau of Economic Research working paper, 1997. Working paper n. 5.893.

BOARD OF GOVERNORS OF THE FEDERAL RESERVE SYSTEM. **Economic Research & Data.** 2012. Disponível em: < <http://www.federalreserve.gov/econresdata/default.htm>> Acesso em: 28 maio. 2012.

BORGES, D. L. **Mesmo com decisão do Copom, Brasil mantém segunda posição no ranking de juros nominais.** 2012. Disponível em: <<http://www.infomoney.com.br/mercados/noticia/2315974>>. Acesso em: 19 jan. 2012.

BUENO, R. L. S. **Econometria de séries temporais.** 2.ed. São Paulo: Cengage Learning, 2011.

CAIADO, J. **Cointegração e causalidade entre as taxas de juro e a inflação em Portugal.** 2012. Disponível em: <<http://pascal.iseg.utl.pt/~jcaiado/Papers/Gestin2001.pdf>>. Acesso em: 25 jan. 2012.

CAMARERO, M. TAMARIT, C. Instability tests in cointegration relationships. An application to the term structure of interest rates. **Economic Modelling**, Amsterdam, v. 19, p. 783-799, 2002.

CARVALHO, F. J. C. et al. **Economia monetária e financeira.** 2.ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2007.

CARVALHO, F. J. C. **Os custos dos juros altos.** Disponível em: <http://www.ie.ufrj.br/moeda/pdfs/os_custos_dos_juros_altos.pdf>. 2012a. Acesso em: 20 jan. 2012.

CARVALHO, L. V. **Efeitos da condução da política monetária sobre a economia brasileira no período pós-plano real.** 115f. 2012. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade Federal de São Carlos, Sorocaba, 2012b.

- DICKEY, D. A. ; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, Boston, v.74, n. 366, p. 427-431, 1979.
- DICKEY, D. A. ; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, New York, v. 49, n. 4, p.1057-1073, 1981.
- EDWARDS, S. **Capital inflows, real exchange rates and capital controls: some Latin American experiences**. 1998. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w6800>>. Acesso em 26 jan. 2012.
- ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. Hoboken: Wiley, 2010.
- ENDERS, W. ; SIKLOS, P. L. Cointegration and Threshold Adjustment. **Journal of Business & Economic Statistics**, Alexandria, v.19, n.2, p.166-176, 2001.
- ENGLE, R. F. ; GRANGER, C. W. J. Cointegration and Error-Correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, New York, v. 55, p.251-76, 1987.
- EROSA, A. ; VENTURA, G. On Inflation as a Regressive Consumption Tax. 2002. Disponível em: <http://economics.uwo.ca/econref/workingpapers/researchreports/wp2000/wp2000_1.pdf>. Acesso em: 10 mar. 2012.
- ESTEVE, V. ; IBÁÑEZ, M. N. ; PRATS, M. A. The Spanish term structure of interest rates revisited: cointegration with multiple structural breaks, 1974-2010. 2010. Disponível em: <ftp://147.156.210.157/RePEc/pdf/eec_1001.pdf>. Acesso em: 25 jan. 2012.
- FELDENSTEIN, M. **When Interest Rates Rise?** 2013. Disponível em: <<http://www.project-syndicate.org/print/higher-interest-rates-and-financial-stability-by-martin-feldstein>>. Acesso em: 09 mar. 2013.
- FRAGA, A. ; GOLDFAJN, I. ; MINELLA, A. **Inflation Targeting in Emerging Markets Economies**. 2003. Disponível em: < http://www.nber.org/papers/w10019.pdf?new_window=1>. Acesso em: 28 set. 2012.

FRANCO, G. H. B. **A crise e o juro: deslocar a curva.** 2010. Disponível em: <<http://www.valor.com.br/opiniao/1005938/crise-e-o-juro-deslocar-curva>>. Acesso em: 15 mar. 2012.

FRANCO, G. H. B. **Por que juros tão altos, e o caminho para a normalidade.** 2011a. Disponível em: <http://www.econ.puc-rio.br/gfranco/Juros%20-%20CLP%20Casa%20do%20Saber_draft.pdf>. Acesso em: 25 jan. 2012.

FRANCO, G. H. B. **Por que somos o campeão mundial de juros.** 2011b. Disponível em: <http://www.econ.puc-rio.br/gfranco/Juros%20Gfranco_Valor.pdf>. Acesso em: 05 mar. 2012.

FRANKEL, J. A. ; OKONGWU, C. **Liberalized portfolio capital inflows in emerging markets: Sterilization, expectations and the incompleteness of interest rate convergence.** 1995. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w5156>>. Acesso em: 25 jan. 2012.

GARCIA, M. G. P. ; DIDIER, T. Taxa de juros, risco cambial e risco Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Brasília, v.33, n.2, p. 253-297, 2003.

GOMES, C. AIDAR, O. Política Monetária no Brasil: Os Desafios do Regime de Metas de Inflação. **Economia Ensaios**, Uberlândia, v. 20, p. 45-63, 2005.

GRANGER, C. W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. **Econometrica**, New York, v.2, n.37, p.424-438, 1969.

GUJARATI, D. N. **Econometria básica.** Rio de Janeiro: Elsevier, 2006.

HAMILTON, J. D. **Time series analysis.** Princeton: Princeton Press, 1994.

HEER, B. ; SÜSSMUTH, B. Inflation and wealth distribution. 2003. Disponível em: <<http://www.ifo-dresden.de/portal/pls/portal/docs/1/1189946.PDF>>. Acesso em: 13 mar. 2012.

HOWELLS, P. ; BAIN, K. **Economia monetária: moedas e bancos.** Rio de Janeiro: LTC, 2001.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **Brasil em desenvolvimento: Estado, planejamento e políticas públicas.** Brasília: IPEA, 2010.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **Ipeadata**. Disponível em: <<http://ipeadata.gov.br/>> Acesso em: 20 Fev. 2012.

INTERNATIONAL MONETARY FUND. **World Economic Outlook Database: September 2011**. Disponível em: <<http://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2011/02/weodata/index.aspx>>. Acesso em: 28 maio 2012.

IORIO, U. J. **Economia e liberdade: a escola austríaca e a economia brasileira**. 2.ed. Rio de Janeiro: Forense Universitária, 1997.

JIN-LUNG, L. **Impulse Response and Structural VAR**. 2008. Disponível em: <http://www.google.com/url?sa=t&rct=j&q=&esrc=s&source=web&cd=2&ved=0CC8QFjAB&url=http%3A%2F%2Ffaculty.ndhu.edu.tw%2F~jlin%2Ffiles%2Fimpulse_slide.pdf&ei=pmJsUPS5Camp0QGIYDwAw&usg=AFQjCNG8pisarnJnvOQLL-GADuJHsx7FRA&sig2=DIQCINRYe44NRnn452vefw&cad=rja>. Acesso em: 01 out. 2012.

JOHANSEN, S. The Role of the Constant and Linear Terms in Cointegration Analysis of Non Stationary Variables. **Econometric Reviews**, London, n.13, p. 250-30, 1994.

JONES, B. E. ; NESMITH, T. D. Linear Cointegration of Nonlinear Time Series with an Application to Interest Rate Dynamics. 2006. Disponível em: <<http://www.federalreserve.gov/pubs/feds/2007/200703/200703pap.pdf>>. Acesso em: 24 jan. 2012.

KARBEL, M. V. **Um teste da paridade descoberta da taxa de juros no Brasil pós-real**. 55 f. 2009. Dissertação (Mestrado em economia) - Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2009.

KWIATKOWSKI, D. et al. Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root. **Journal of Econometrics**, Local, v. 54, p.159-178, 1992.

LANNE, M. ; LÜTKEPOHL, H. ; SAIKKONEN, P. Comparison of unit root tests for time series with level shifts. **Journal of Time Series Analysis**, Hoboken, v.23, n.6, p. 667-685, 2002.

LARDIC, S. ; MIGNON, V. Fractional cointegration and the term structure. **Empirical Economics**, Vienna, v.29, p.723-736, 2004.

LÜTKEPOHL, H. Testing for causation between two variables in higher dimensional VAR models. In.: SCHNEEWEISS, H; ZIMMERMANN, F. (Ed.). **Studies in applied econometrics**. Heidelberg: Physica-Verlag, 1993. p. 75-91.

MARÇAL, E. F. ; HOLLAND, M. Taxa de câmbio, rentabilidade e quantum exportado: evidências para o Brasil. 2012. Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/encontro2010/inscricao/arquivos/154-05efc1b5ba1a1fe5f90eee03fa5888ae.pdf>>. Acesso em: 10 mar. 2012.

MARÇAL, E. F. ; PEREIRA, P. L. V. ; FILHO, O. C. S. Paridade do poder de compra: testando dados brasileiros. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v.57, n.1, p. 159-190, 2001.

MCKINSEY GLOBAL INSTITUTE. **Farewell to cheap capital?:** the implications of long-term shifts in global investment and saving. 2010. Disponível em:<http://www.mckinsey.com/Insights/MGI/Research/Financial_Markets/Farewell_cheap_capital>. Acesso em: 15 abr. 2012.

MENDONÇA, M. J. ; SACHSIDA, A. **Existe bolha no mercado imobiliário brasileiro?** Brasília: IPEA, 2012. Texto para discussão, n. 1762.

MINELLA, A. Monetary policy and inflation in Brazil (1975-2000): a VAR estimation. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 57, n. 3, jul./set., 2003.

MISES, L. V. **Ação Humana:** um tratado de economia. São Paulo: Instituto Ludwig Von Mises Brasil, 2010.

MODENESI, A. M. MODENESI, R. L. Quinze anos de rigidez monetária no Brasil: uma agenda de pesquisa. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 32, p. 389-411, 2011.

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

MODENESI, A. M. ARAÚJO, E. Custos e benefícios do controle inflacionário no Brasil (2000-2008): uma análise empírica do mecanismo de transmissão da política monetária com base em um modelo VAR. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA (ANPEC), 28., Salvador, 2010. **Anais...** Salvador: ANPEC, 2010. 1 CD-ROM.

MORRIS, C. ; NEAL, R. ; ROLPH, D. Credit spreads and interest rates: a cointegration approach. Disponível em: <<http://www.kc.frb.org/publicat/reswkpap/PDF/RWP98-08.pdf>>. Acesso em: 25 jan. 2012.

NAKANO, Y. **Para reduzir juro, Selic precisa acabar**. Disponível em: <<http://www.valor.com.br/opiniao/2567382/para-reduzir-juro-selic-precisa-acabar>>. Acesso em: 18 mar. 2012.

NEVES, A. L. ; OREIRO, J. L. O regime de metas de inflação: uma abordagem teórica. **Ensaios FEE**. Porto Alegre, v. 29, n.1, p.101-132, 2008.

NEWAY, W. ; WEST, K. Automatic lag selection in covariance matrix estimation. **Review of Economic Studies**, Oxford, v.61, p.631-653, 1994.

NG, S. ; PERRON, P. Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. **Econometrica**, New York, v.69, n.6, p. 1519-1554, 2001.

OMAR, J. H. D. Taxas de juros: comportamento, determinação e implicações para a economia brasileira. **Revista de Economia Contemporânea**, Rio de Janeiro, v.12, n.3, p. 463-490, 2008.

OREIRO, J. L. C. PASSOS, M. O. A Governança da Política Monetária Brasileira: análise e proposta de mudança. **Indicadores Econômicos FEE**, Porto Alegre, v. 33, n.1, p. 157-168, 2005.

OREIRO, J. L. C. BASILIO, F. A. C. Por uma redução permanente da SELIC. **Valor Econômico**, São Paulo, p. A12 - A12, 29 nov. 2011.

PERRON, P. ; NG, S. Useful modifications to some unit root tests with dependent errors and their local asymptotic properties. **Review of Economic Studies**, Oxford, v.63, p.435-463, 1996.

PERRON, P. The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. **Econometrica**, New York, v.57, n.6, p. 1361-1401, nov. 1989.

PESSOA, S. ; NAKANE, M. **A estabilização incompleta**. 2011. Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com_content&view=article&id=8910&Itemid=75> Acesso em: 25 jan. 2012.

PHILLIPS, P. ; PERRON, P. Testing for unit root in time series regression. **Biometrika**, Oxford, v.75, n.2, p.355-346, 1988.

PINDICK, R.S. ; RUBINFELD, D. L. **Econometria**: modelos e previsões. São Paulo: Elsevier, 2004.

PINHO, D. B. ; VASCONCELLOS, M. A. S. **Manual de Economia**. São Paulo: Saraiva, 1998.

ROGOFF, K. **How long for interest rates?** 2012. Disponível em: <<http://www.project-syndicate.org/commentary/how-long-for-low-rates-by-kenneth-rogoff>>. Acesso em: 17 set. 2012.

SACHSIDA, A. ; JÚNIOR, R. E. ; TEIXEIRA, J. R. **Diferencial de juros e taxa de câmbio no Brasil**. Brasília: IPEA, 1999. Textos para Discussão, n. 662.

SCHIO, T. A. **Uma análise empírica da inflação no Brasil segundo a escola austríaca no período 1980 a 2009**. 84f. 2010. Monografia (Graduação em Ciências Econômicas) - Universidade Estadual do Oeste do Paraná, Toledo, 2010.

SCHOTMAN, P. C. When units roots matter: excess volatility and excess smoothness of long-term interest rates. **Journal of Empirical Finance**, Amsterdam, v.8, p.669-694, 2001.

SERASA EXPERIAN. **Indicadores Econômicos**. Disponível em: <http://www.serasaexperian.com.br/release/indicadores/atividade_economica.htm>. Acesso em: 28 maio 2012.

SICSÚ, J. ; OREIRO, J. L. ; PAULA, L. F. **Agenda Brasil**: políticas econômicas para o crescimento com estabilidade de preços. Barueri: Manole, 2003.

SILVA, S. S. ; TRICHES, D. ; HILLBRECHT, R. O. Investigação da mobilidade de capitais da paridade coberta de juros com modelos de parâmetros fixos e variáveis. **Revista Economia**, Brasília, v.10, n.3, p.501-531, 2009.

SIMS, C. Macroeconomics and reality. **Econometrica**, New York, v.48, p.1-49, 1980.

SPRINGER, P. **A taxa de juros é a principal causa dos desequilíbrios macroeconômicos do Brasil (e ainda, o Copom pode ser substituído por um computador)?** 2011. Disponível em:

<<http://www.brasil-economia-governo.org.br/wp-content/uploads/2011/04/a-taxa-de-juros-e-a-principal-cao-dos-desequilibrios-macroeconomicos-do-brasil.pdf>>. Acesso em: 19 jan. 2012.

SIQUEIRA, M. S. **Política monetária e inflação no Brasil: uma análise pela função impulso-resposta generalizada**. 83f. 2007. Dissertação (Mestrado em Finanças e Economia Empresarial) – Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, 2007.

TAYLOR, J. B. Discretion versus policy rules in practice. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**. n.39, p.195-214, 1993.

UBIERGO, A. S. **The Puzzle of Brazil's High Interest Rates**. 2012. Disponível em: <<http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2012/wp1262.pdf>>. Acesso em: 20 mar. 2012.

WAGNER, E. ; PERSISKE, M. ; PEREIRA, A. P. M. **Viscosidade do ajustamento da taxa de juro de crédito com relação à taxa de juros Selic no Brasil: junho de 2000 a janeiro de 2011**. 2012. Disponível em: <http://www.apec.unesc.net/V_EEC/sesoes_tematicas/M%C3%A9todos%20Quantitativos/VISCOSIDADE%20DO%20AJUSTAMENTO%20DA%20TAXA%20DE%20JUROS%20DE%20CR%C3%89DITO.pdf>. Acesso em: 25 jan. 2012.

WATSHAM, T. J. ; PARRAMORE, K. **Quantitative methods in finance**. London: Thomson, 1997.

WICKSELL, K. **A influência da taxa de juros sobre os preços**. São Paulo: Ática, 1997. Os Clássicos da Economia.

WICKSELL, K. **Interest and prices: a study of the causes regulating the value of money**. New York: Augustus Kelley, 1936.

APÊNDICES

APÊNDICE A – Descrição detalhadas das variáveis.

Resultado Nominal:
Necessidade de financiamento do setor público (NFSP) - governo federal e Banco Central - conceito nominal - sem desvalorização cambial – % PIB acumulado de 12 meses.
Prêmio de Risco (<i>Emerging Market Bond Index</i> – EMBI):
EMBI+ acumulado, que consiste num índice baseado nos bônus (títulos de dívida) emitidos pelos países emergentes. Mostra os retornos financeiros obtidos a cada dia por uma carteira selecionada de títulos desses países. A unidade de medida é o ponto-base. Dez pontos-base equivalem a um décimo de 1%. Os pontos mostram a diferença entre a taxa de retorno dos títulos de países emergentes e a oferecida por títulos emitidos pelo Tesouro americano.
Reservas Internacionais:
Reservas internacionais - liquidez internacional - US\$ (milhões) - Banco Central do Brasil, Boletim, Seção Balanço de Pagamentos.
Taxa de câmbio (comercial - compra – média mensal):
Taxa de câmbio - R\$ / US\$ - comercial - compra - média - R\$ - Banco Central do Brasil, Boletim, Seção Balanço de Pagamentos.
Índice de preços (IPCA):
IPCA - geral - índice (jan. 2000=100) - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Sistema Nacional de Índices de Preços ao Consumidor.
SELIC - fixada pelo COPOM:
Taxa de juros - Selic - fixada pelo Copom - (% a.a.) - Banco Central do Brasil, Boletim, Seção mercado financeiro e de capitais. Decisões da reunião do Comitê de Política Monetária (Copom) para a taxa de juros referencial (Selic).

Federal Funds - Taxa de juros externa (Federal Funds):*Effective Federal Funds Rate. Board of Governors of the Federal Reserve System.*

Fonte: Resultados da pesquisa.

APÊNDICE B – Análise da relação entre as variáveis resultado nominal (RN) e reservas internacionais (RI).

O conceito fiscal "resultado primário", foi incorporado ao linguajar do Fundo Monetário Internacional (FMI) há poucos anos. Desde os primórdios da análise fiscal, o FMI utiliza o conceito de resultado nominal para as necessidades de financiamento do setor público. O resultado nominal mede todo o esforço que o governo (federal, estadual e municipal) precisa realizar para cobrir a contratação de empréstimos e a diferença entre as despesas e a receita fiscal. Ele considera todo tipo de gasto, inclusive as despesas com juro, correções monetária e cambial que o governo assume quando se endivida no mercado financeiro.

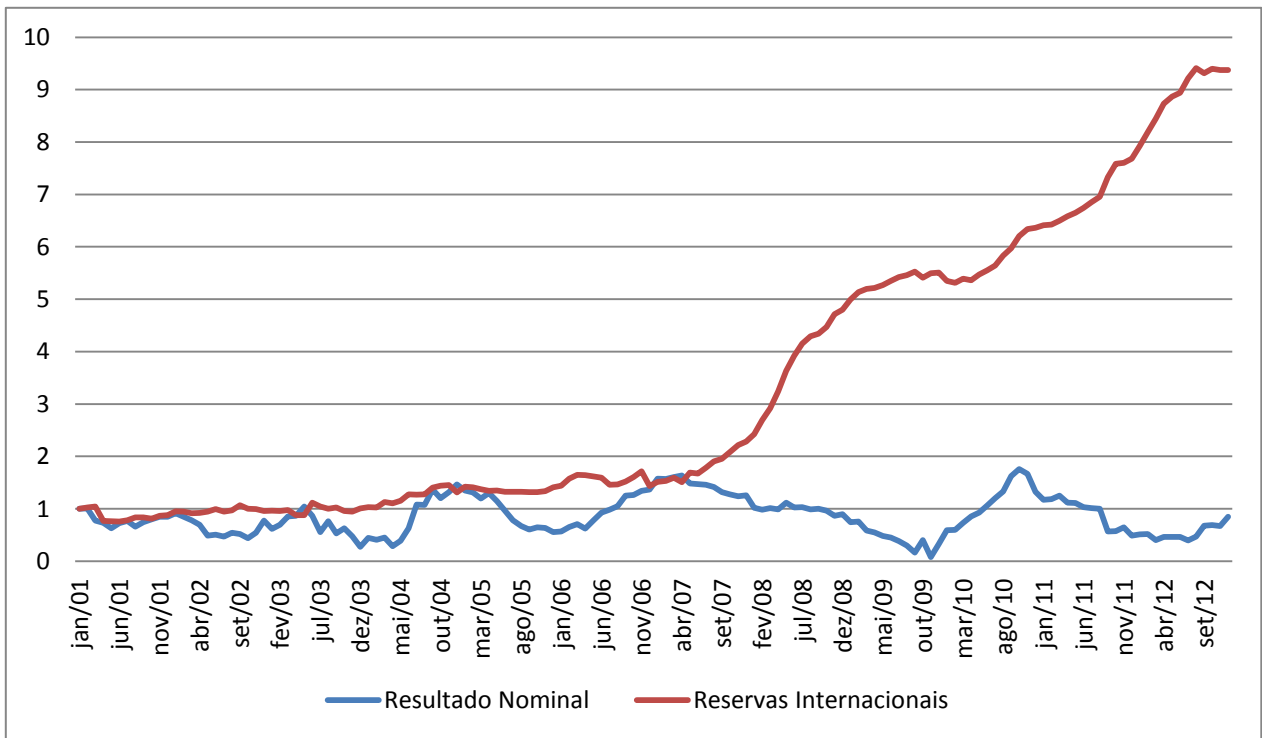
O resultado nominal é assim, o conceito fiscal que mensura o verdadeiro esforço realizado nas contas públicas, e o real impacto sobre a poupança disponível. É justamente o resultado nominal que diz se o setor público consome ou não poupança privada, sendo assim, o real indicador de poupança ou despoupança gerada no setor público.

Ressalta-se ainda, que a correlação entre as variáveis resultado nominal e reservas internacionais (para o período de jan/2001 a dez/2012, ambas tendo como base jan/2001=1) foi fraca, de -0,139. Assim, há evidência que o impacto das reservas internacionais não é suficientemente forte sobre o resultado nominal⁴⁶ a ponto de determinar ou direcionar esta variável.

Ainda, uma inspeção gráfica já emite indícios da baixa relação entre as variáveis. O gráfico 20 apresenta o comportamento das variáveis resultado nominal e reservas internacionais para o período estudado.

⁴⁶ Certamente, uma elevada correlação entre as variáveis implicaria em problemas de multicolinearidade e possível autocorrelação no modelo estimado, problema este não verificado no estudo.

Figura 20 – Comportamento das variáveis resultado nominal e reservas internacionais (base jan/2001=1).



Fonte: Resultados da pesquisa, a partir de Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (2012).

Entre os anos de 2001 a 2007, percebem-se significativas oscilações do resultado nominal, ao mesmo tempo em que as reservas internacionais eram incrementadas vagarosamente. A partir de 2007, verifica-se uma clara quebra estrutural na série reservas internacionais, sugerindo significativo descolamento entre o as reservas internacionais e o resultado nominal. Tal comportamento, apenas reforça a evidência do baixo impacto das reservas internacionais sobre o resultado nominal.

De tal forma, sustenta-se que:

1. O resultado nominal é o melhor indicador a ser utilizado para a situação fiscal no país.
2. O resultado nominal é pouco impactado pelas reservas internacionais, não configurando empecilho/problema estatístico ao estudo o uso de ambas as variáveis.

APÊNDICE C – Defasagens ótimas segundo os critérios de informação AIC, BIC e HQ.

Defasagens	AIC	BIC	HQC
1	-22.02195	-20.97366	-21.59598
2	-23.38104*	-21.54653*	-22.63558*
3	-23.14225	-20.52152	-22.07731
4	-23.04055	-19.63360	-21.65612
5	-23.08550	-18.89233	-21.38159
6	-23.11286	-18.13347	-21.08947
7	-22.88435	-17.11875	-20.54147
8	-22.87680	-16.32498	-20.21444
9	-22.96990	-15.63186	-19.98806
10	-23.18718	-15.06292	-19.88585
11	-23.17578	-14.26530	-19.55497
12	-23.33968	-13.64298	-19.39939

Nota: * aponta a defasagem ótima.

Fonte: Resultados da pesquisa.

APÊNDICE D – Teste de Breusch-Godfrey (teste LM) para autocorrelação.

<i>Lags</i>	<i>Estatística LM</i>	<i>p – valor</i>
1	62,32794	0,0042
2	38,81502	0,3440
3	55,22372	0,0212
4	37,51188	0,3997
5	38,51395	0,3565
6	28,02897	0,8262
7	30,77127	0,7154
8	48,50526	0,0796
9	29,86168	0,7547
10	39,14328	0,3306
11	38,01042	0,3779
12	41,86791	0,2312

Nota: [H_0 = ausência de autocorrelação até a ordem do lag H_1 = Presença de autocorrelação].
 Fonte: Resultados da pesquisa.

APÊNDICE E – Teste de normalidade Jarque-Bera⁴⁷.

Componente	Teste Estat	p valor(χ^2)	Assimetria	Curtose
ε_1	17.73925	0.0001	-0.182043	4.699084
ε_2	55.55169	0.0000	-0.140384	6.062152
ε_3	7.726461	0.0210	0.573008	2.957683
ε_4	2.723564	0.2562	0.067293	2.332563
ε_5	25.70473	0.0000	0.749460	4.458941
ε_6	1.720602	0.4230	0.251808	3.198090
Conjunto	111.1663	0.0000		

Nota: [$H_0 = normalidade$ $H_1 = ausência de normalidade$].

Fonte: Dados da pesquisa.

⁴⁷ O método de ortogonalização utilizado foi o de *Cholesky*.

APÊNDICE F – Raízes do polinômio característico.

Raízes	Raiz (parte real e imaginária)	Raiz (módulo)
Raiz 1	1	1
Raiz 2	1	1
Raiz 3	1	1
Raiz 4	1.000000 - 9.64e-16i	1
Raiz 5	1.000000 + 9.64e-16i	1
Raiz 6	0.848484 - 0.057994i	0.850464
Raiz 7	0.848484 + 0.057994i	0.850464
Raiz 8	0.525999 - 0.354356i	0.634227
Raiz 9	0.525999 + 0.354356i	0.634227
Raiz 10	-0.223940 - 0.459834i	0.511465
Raiz 11	-0.223940 + 0.459834i	0.511465
Raiz 12	0.195259 - 0.460571i	0.500252
Raiz 13	0.195259 + 0.460571i	0.500252
Raiz 14	0.459919	0.459919
Raiz 15	-0.313266 - 0.092688i	0.326690
Raiz 16	-0.313266 + 0.092688i	0.326690
Raiz 17	-0.074606 - 0.162457i	0.178769
Raiz 18	-0.074606 + 0.162457i	0.178769

Fonte: Dados da pesquisa.

APÊNDICE G – VEC estimado.

Vector Error Correction Estimates						
Sample (adjusted): 2000M04 2011M12						
Included observations: 141 after adjustments						
Standard errors in () & t-statistics in []						
Cointegrating Eq:		CointEq1				
LOGRN(-1)	1.000000					
LOGRI(-1)	5.584119 (2.32283) [2.40401]					
LOGPR(-1)	9.123686 (1.96645) [4.63967]					
LOGCAMB(-1)	-9.935213 (4.62950) [-2.14607]					
LOGIP(-1)	17.88265 (20.3112) [0.88043]					
LOGSELIC(-1)	10.51140 (2.90554) [3.61771]					
@TREND(00M01)	-0.049299					
C	-225.6962					
Error Correction:	D(LOGRN)	D(LOGRI)	D(LOGPR)	D(LOGCAMB)	D(LOGIP)	D(LOGSELIC)
CointEq1	0.029934 (0.00944) [3.17137]	-0.009223 (0.00187) [-4.93545]	-0.001415 (0.00398) [-0.35578]	0.001484 (0.00137) [1.08426]	0.000267 (9.7E-05) [2.76244]	-0.001915 (0.00071) [-2.70094]
D(LOGRN(-1))	-0.440690 (0.09846) [-4.47573]	0.038376 (0.01949) [1.96854]	-0.053276 (0.04148) [-1.28423]	-0.022861 (0.01427) [-1.60171]	-0.001371 (0.00101) [-1.35843]	-0.016080 (0.00740) [-2.17398]
D(LOGRN(-2))	-0.104912 (0.09443) [-1.11098]	0.038889 (0.01870) [2.08001]	0.023566 (0.03979) [0.59232]	-0.000890 (0.01369) [-0.06503]	-0.000674 (0.00097) [-0.69652]	-0.006231 (0.00709) [-0.87836]
D(LOGRI(-1))	-0.110158 (0.43773) [-0.25166]	-0.053174 (0.08667) [-0.61355]	0.213711 (0.18443) [1.15878]	0.042793 (0.06345) [0.67442]	0.008583 (0.00449) [1.91373]	-0.040837 (0.03288) [-1.24187]
D(LOGRI(-2))	0.630737	-0.044695	-0.049579	-0.015626	-0.002649	-0.065509

	(0.44365) [1.42170]	(0.08784) [-0.50883]	(0.18692) [-0.26524]	(0.06431) [-0.24299]	(0.00455) [-0.58266]	(0.03333) [-1.96558]
D(LOGPR(-1))	-0.660705 (0.31432) [-2.10201]	0.006384 (0.06223) [0.10258]	0.334144 (0.13243) [2.52313]	0.062831 (0.04556) [1.37900]	-0.008457 (0.00322) [-2.62577]	0.005358 (0.02361) [0.22691]
D(LOGPR(-2))	-0.043692 (0.32856) [-0.13298]	-0.019335 (0.06505) [-0.29723]	0.022047 (0.13843) [0.15926]	0.010261 (0.04763) [0.21546]	-0.006000 (0.00337) [-1.78229]	-0.001762 (0.02468) [-0.07141]
D(LOGCAMB(-1))	-0.422678 (0.93418) [-0.45246]	0.012601 (0.18496) [0.06813]	-0.073987 (0.39360) [-0.18798]	0.216756 (0.13542) [1.60068]	0.039510 (0.00957) [4.12758]	0.056048 (0.07018) [0.79865]
D(LOGCAMB(-2))	-0.320131 (0.96532) [-0.33163]	0.140468 (0.19112) [0.73495]	-0.476437 (0.40672) [-1.17142]	-0.043252 (0.13993) [-0.30910]	0.007480 (0.00989) [0.75625]	0.004406 (0.07252) [0.06076]
D(LOGIP(-1))	-26.32207 (8.74175) [-3.01107]	1.512082 (1.73078) [0.87364]	-1.157566 (3.68315) [-0.31429]	-1.057344 (1.26717) [-0.83441]	0.621012 (0.08957) [6.93306]	1.054830 (0.65670) [1.60625]
D(LOGIP(-2))	7.332096 (8.48281) [0.86435]	2.972294 (1.67951) [1.76974]	-3.991613 (3.57405) [-1.11683]	-0.881479 (1.22963) [-0.71686]	-0.229086 (0.08692) [-2.63561]	0.981182 (0.63725) [1.53971]
D(LOGSELIC(-1))	-1.030459 (1.21697) [-0.84674]	-0.451952 (0.24095) [-1.87574]	0.748955 (0.51274) [1.46069]	0.069936 (0.17641) [0.39645]	0.028750 (0.01247) [2.30561]	0.762304 (0.09142) [8.33835]
D(LOGSELIC(-2))	-0.048913 (1.19163) [-0.04105]	0.528378 (0.23593) [2.23955]	-0.133658 (0.50207) [-0.26622]	0.020951 (0.17273) [0.12129]	-0.007697 (0.01221) [-0.63034]	-0.066788 (0.08952) [-0.74608]
C	0.183216 (0.10730) [1.70758]	-0.059092 (0.02124) [-2.78167]	-0.016268 (0.04521) [-0.35986]	0.025777 (0.01555) [1.65731]	0.004263 (0.00110) [3.87761]	-0.022272 (0.00806) [-2.76310]
@TREND(00M01)	-0.000674 (0.00059) [-1.14250]	0.000280 (0.00012) [2.39391]	-0.000263 (0.00025) [-1.05964]	-0.000160 (8.6E-05) [-1.87607]	-8.96E-06 (6.0E-06) [-1.48282]	6.56E-05 (4.4E-05) [1.48116]
DLOGFFUNDS	-0.130549 (0.16946) [-0.77039]	-0.057692 (0.03355) [-1.71955]	-0.076029 (0.07140) [-1.06487]	-0.016486 (0.02456) [-0.67116]	0.004084 (0.00174) [2.35231]	0.005336 (0.01273) [0.41916]
D1	0.000816 (0.11307) [0.00721]	0.036604 (0.02239) [1.63514]	0.054763 (0.04764) [1.14955]	-0.006008 (0.01639) [-0.36655]	0.001069 (0.00116) [0.92264]	0.006122 (0.00849) [0.72079]
D2	0.039644 (0.11026) [0.35954]	0.021937 (0.02183) [1.00486]	0.090940 (0.04646) [1.95752]	0.009121 (0.01598) [0.57067]	-0.000789 (0.00113) [-0.69854]	0.002401 (0.00828) [0.28987]
D3	-0.026044	0.030061	0.036810	-0.005988	-0.000341	0.003843

	(0.11110)	(0.02200)	(0.04681)	(0.01610)	(0.00114)	(0.00835)
	[-0.23442]	[1.36663]	[0.78637]	[-0.37182]	[-0.29920]	[0.46050]
D4	-0.129642	-0.017666	0.042532	-0.022495	0.000282	0.007463
	(0.10611)	(0.02101)	(0.04471)	(0.01538)	(0.00109)	(0.00797)
	[-1.22175]	[-0.84087]	[0.95133]	[-1.46247]	[0.25922]	[0.93620]
D5	-0.080753	0.041067	0.089262	0.008436	-0.001034	0.010977
	(0.10910)	(0.02160)	(0.04597)	(0.01582)	(0.00112)	(0.00820)
	[-0.74015]	[1.90109]	[1.94179]	[0.53339]	[-0.92491]	[1.33933]
D6	-0.008838	0.060753	0.046630	-0.008889	-0.002707	0.005165
	(0.11208)	(0.02219)	(0.04722)	(0.01625)	(0.00115)	(0.00842)
	[-0.07886]	[2.73788]	[0.98749]	[-0.54717]	[-2.35760]	[0.61350]
D7	-0.123429	0.023920	0.073212	-0.015164	0.001425	0.010472
	(0.11041)	(0.02186)	(0.04652)	(0.01600)	(0.00113)	(0.00829)
	[-1.11794]	[1.09428]	[1.57385]	[-0.94751]	[1.25958]	[1.26258]
D8	-0.015424	0.048172	0.060908	0.004190	-0.001821	0.007440
	(0.11089)	(0.02196)	(0.04672)	(0.01607)	(0.00114)	(0.00833)
	[-0.13910]	[2.19411]	[1.30365]	[0.26066]	[-1.60232]	[0.89307]
D9	-0.126053	0.048751	0.069522	0.006980	-0.001241	0.000900
	(0.10887)	(0.02155)	(0.04587)	(0.01578)	(0.00112)	(0.00818)
	[-1.15788]	[2.26179]	[1.51570]	[0.44234]	[-1.11221]	[0.11010]
D10	-0.035232	0.024074	0.074576	0.003994	7.06E-05	0.021406
	(0.10730)	(0.02124)	(0.04521)	(0.01555)	(0.00110)	(0.00806)
	[-0.32836]	[1.13323]	[1.64965]	[0.25676]	[0.06418]	[2.65571]
D11	-0.147459	0.048445	0.020901	-0.015736	0.000705	0.008593
	(0.10820)	(0.02142)	(0.04559)	(0.01568)	(0.00111)	(0.00813)
	[-1.36284]	[2.26142]	[0.45848]	[-1.00329]	[0.63590]	[1.05719]
R-squared	0.329116	0.322864	0.277219	0.318722	0.682870	0.740994
Adj. R-squared	0.176107	0.168429	0.112374	0.163343	0.610542	0.681922
Sum sq. resid	7.279188	0.285343	1.292185	0.152952	0.000764	0.041079
S.E. equation	0.252691	0.050030	0.106466	0.036629	0.002589	0.018983
F-statistic	2.150963	2.090616	1.681693	2.051254	9.441312	12.54399
Log likelihood	8.873379	237.2287	130.7457	281.1902	654.7686	373.8710
Akaike AIC	0.257115	-2.981968	-1.471570	-3.605534	-8.904519	-4.920156
Schwarz SC	0.821771	-2.417311	-0.906913	-3.040878	-8.339863	-4.355500
Mean dependent	0.000632	0.015567	-0.007842	0.000396	0.005336	-0.003858
S.D. dependent	0.278390	0.054863	0.113004	0.040045	0.004149	0.033658
Determinant resid covariance (dof adj.)	2.44E-18					
Determinant resid covariance	6.80E-19					
Log likelihood	1748.724					
Akaike information criterion	-22.42162					
Schwarz criterion	-18.90820					

Fonte: Resultados da pesquisa.

APÊNDICE H – Dados do estudo.

OBS	LOGRN	LOGRI	LOGPR	LOGCAMB	LOGIP	LOGSELIC	FFUNDS	DLOGFFUNDS
2000M01	0,916291	10,53369	6,541391	0,587787	4,605170	2,944439	5,450000	NA
2000M02	0,924259	10,55487	6,556849	0,570980	4,606470	2,944439	5,730000	0,050100
2000M03	0,657520	10,57643	6,481377	0,553885	4,608667	2,941804	5,850000	0,020726
2000M04	0,604316	10,26538	6,618669	0,570980	4,612861	2,917771	6,020000	0,028646
2000M05	0,451076	10,26011	6,695349	0,604316	4,612960	2,917771	6,270000	0,040689
2000M06	0,593327	10,24938	6,582214	0,593327	4,615260	2,899772	6,530000	0,040631
2000M07	0,652325	10,28240	6,556423	0,587787	4,631235	2,830268	6,540000	0,001530
2000M08	0,494696	10,35409	6,527640	0,593327	4,644249	2,803360	6,500000	-0,006135
2000M09	0,615186	10,35555	6,549579	0,609766	4,646544	2,803360	6,520000	0,003072
2000M10	0,688135	10,32197	6,619946	0,631272	4,647942	2,803360	6,510000	-0,001535
2000M11	0,751416	10,39001	6,678881	0,667829	4,651137	2,803360	6,510000	0,000000
2000M12	0,751416	10,40460	6,650796	0,672944	4,657018	2,786861	6,400000	-0,017041
2001M01	0,828552	10,48004	6,578126	0,667829	4,662704	2,742130	5,980000	-0,067877
2001M02	0,751416	10,47484	6,561775	0,693147	4,667295	2,724580	5,490000	-0,085492
2001M03	0,667829	10,44602	6,641123	0,737164	4,671085	2,735017	5,310000	-0,033336
2001M04	0,548121	10,45314	6,699069	0,783902	4,676867	2,769459	4,800000	-0,100976
2001M05	0,190620	10,47612	6,728465	0,832909	4,680958	2,796061	4,210000	-0,131153
2001M06	0,231112	10,52724	6,729767	0,867100	4,686147	2,847812	3,970000	-0,058697
2001M07	0,157004	10,47875	6,845525	0,904218	4,699359	2,921009	3,770000	-0,051691
2001M08	0,307485	10,49955	6,853115	0,920283	4,706332	2,944439	3,650000	-0,032348
2001M09	0,254642	10,59799	6,975139	0,982078	4,709127	2,944439	3,070000	-0,173050
2001M10	0,086178	10,53189	7,060203	1,007958	4,717393	2,944439	2,490000	-0,209395
2001M11	0,307485	10,52497	6,910801	0,932164	4,724469	2,944439	2,090000	-0,175119
2001M12	0,662688	10,48756	6,784853	0,858662	4,730950	2,944439	1,820000	-0,138328
2002M01	0,431782	10,49591	6,737475	0,867100	4,736140	2,944439	1,730000	-0,050715
2002M02	0,553885	10,48866	6,737404	0,883768	4,739733	2,940748	1,740000	0,005764
2002M03	0,756122	10,51110	6,596532	0,854415	4,745714	2,926382	1,730000	-0,005764
2002M04	0,770108	10,40449	6,629303	0,841567	4,753684	2,917771	1,750000	0,011494
2002M05	0,959350	10,40089	6,846122	0,908259	4,755780	2,917771	1,750000	0,000000
2002M06	0,770108	10,64539	7,216159	0,996949	4,759969	2,917771	1,750000	0,000000
2002M07	0,322083	10,57284	7,470431	1,075002	4,771801	2,905260	1,730000	-0,011494
2002M08	0,641854	10,53589	7,592068	1,134623	4,778278	2,890372	1,740000	0,005764
2002M09	0,285179	10,55532	7,570185	1,205971	4,785450	2,890372	1,750000	0,005731
2002M10	0,451076	10,48723	7,620304	1,337629	4,798467	2,978077	1,750000	0,000000
2002M11	0,173953	10,47988	7,436555	1,275363	4,828223	3,060115	1,340000	-0,266946
2002M12	-0,385662	10,54068	7,329750	1,289233	4,849003	3,146735	1,240000	-0,077558
2003M01	0,104360	10,56545	7,188736	1,235471	4,871256	3,224858	1,240000	0,000000
2003M02	0,019803	10,55920	7,166429	1,278152	4,886836	3,251149	1,260000	0,016000
2003M03	0,113329	10,65337	6,996638	1,238374	4,899063	3,277145	1,250000	-0,007968
2003M04	-0,342490	10,63344	6,803505	1,137833	4,908715	3,277145	1,260000	0,007968
2003M05	-0,030459	10,67759	6,667744	1,081805	4,914797	3,277145	1,260000	0,000000
2003M06	0,451076	10,77804	6,626402	1,057790	4,913295	3,269569	1,220000	-0,032261
2003M07	0,989541	10,77154	6,660051	1,057790	4,915293	3,242983	1,010000	-0,188901

OBS	LOGRN	LOGRI	LOGPR	LOGCAMB	LOGIP	LOGSELIC	FFUNDS	DLOGFFUNDS
2003M08	0,985817	10,77464	6,659660	1,098612	4,918687	3,161670	1,030000	0,019608
2003M09	1,229641	10,87190	6,508840	1,071584	4,926458	3,050694	1,010000	-0,019608
2003M10	1,098612	10,89846	6,442830	1,050822	4,929352	2,981126	1,010000	0,000000
2003M11	1,190888	10,90462	6,343490	1,068153	4,932749	2,915064	1,000000	-0,009950
2003M12	1,297463	10,80560	6,192734	1,071584	4,937933	2,836150	0,980000	-0,020203
2004M01	1,214913	10,88297	6,076380	1,047319	4,945503	2,803360	1,000000	0,020203
2004M02	1,187843	10,87729	6,303775	1,075002	4,951583	2,803360	1,010000	0,009950
2004M03	1,095273	10,85151	6,320377	1,064711	4,956271	2,796671	1,000000	-0,009950
2004M04	1,175573	10,82968	6,387440	1,068153	4,959964	2,780061	1,000000	0,000000
2004M05	1,054312	10,83052	6,589545	1,131402	4,965048	2,772589	1,000000	0,000000
2004M06	0,879627	10,81587	6,505104	1,141033	4,972122	2,772589	1,030000	0,029559
2004M07	0,667829	10,81307	6,421080	1,111858	4,981179	2,772589	1,260000	0,201553
2004M08	0,512824	10,81163	6,324929	1,098612	4,988054	2,772589	1,430000	0,126563
2004M09	0,405465	10,80965	6,189925	1,061257	4,991351	2,780681	1,610000	0,118560
2004M10	0,476234	10,80803	6,153158	1,047319	4,995742	2,799109	1,760000	0,089080
2004M11	0,457425	10,82244	6,084499	1,026042	5,002618	2,831447	1,930000	0,092206
2004M12	0,329304	10,87682	5,987707	1,000632	5,011179	2,862772	2,160000	0,112588
2005M01	0,343590	10,89715	6,044413	0,989541	5,016961	2,887033	2,280000	0,054067
2005M02	0,488580	10,98559	6,005445	0,955511	5,022846	2,915606	2,500000	0,092115
2005M03	0,565314	11,03424	6,046189	0,993252	5,028925	2,943913	2,630000	0,050693
2005M04	0,438255	11,02828	6,120507	0,947789	5,037586	2,961658	2,790000	0,059058
2005M05	0,667829	11,01385	6,080042	0,896088	5,042474	2,975530	3,000000	0,072571
2005M06	0,841567	11,00018	6,046512	0,879627	5,042272	2,983153	3,040000	0,013245
2005M07	0,896088	10,90939	6,013471	0,862890	5,044770	2,983153	3,260000	0,069870
2005M08	0,963174	10,91647	5,994828	0,858662	5,046470	2,983153	3,500000	0,071036
2005M09	1,137833	10,95094	5,925783	0,828552	5,049964	2,976549	3,620000	0,033711
2005M10	1,150572	11,00617	5,918087	0,815365	5,057435	2,960623	3,780000	0,043250
2005M11	1,208960	11,07096	5,856074	0,792993	5,062920	2,938103	4,000000	0,056570
2005M12	1,226712	10,89302	5,749545	0,824175	5,066512	2,903069	4,160000	0,039221
2006M01	1,368639	10,94947	5,638177	0,819780	5,072396	2,873000	4,290000	0,030772
2006M02	1,366092	10,95806	5,477124	0,770108	5,076489	2,847812	4,490000	0,045566
2006M03	1,388791	10,99917	5,435429	0,765468	5,080779	2,814810	4,590000	0,022027
2006M04	1,406097	10,94292	5,455321	0,756122	5,082876	2,786861	4,790000	0,042650
2006M05	1,308333	11,05692	5,501444	0,779325	5,083876	2,756840	4,940000	0,030835
2006M06	1,300192	11,04565	5,568865	0,810930	5,081773	2,724580	4,990000	0,010071
2006M07	1,291984	11,10975	5,477300	0,783902	5,083671	2,712042	5,240000	0,048886
2006M08	1,261298	11,17714	5,385293	0,770108	5,084171	2,689886	5,250000	0,001907
2006M09	1,193922	11,20358	5,434595	0,774727	5,086269	2,656757	5,250000	0,000000
2006M10	1,160021	11,26665	5,382089	0,765468	5,089562	2,641910	5,250000	0,000000
2006M11	1,131402	11,32797	5,392978	0,770108	5,092656	2,619583	5,250000	0,000000
2006M12	1,144223	11,36023	5,330300	0,765468	5,097444	2,583998	5,240000	-0,001907
2007M01	0,932164	11,41956	5,255261	0,760806	5,101836	2,579459	5,250000	0,001907
2007M02	0,896088	11,52357	5,210636	0,741937	5,106227	2,564949	5,260000	0,001903
2007M03	0,928219	11,60397	5,229162	0,737164	5,109920	2,550226	5,260000	0,000000

OBS	LOGRN	LOGRI	LOGPR	LOGCAMB	LOGIP	LOGSELIC	FFUNDS	DLOGFFUNDS
2007M04	0,904218	11,71038	5,041488	0,708036	5,112417	2,537657	5,250000	-0,001903
2007M05	1,026042	11,82349	4,996290	0,683097	5,115212	2,525729	5,250000	0,000000
2007M06	0,940007	11,89887	4,991080	0,657520	5,118007	2,493205	5,250000	0,000000
2007M07	0,943906	11,95703	5,132431	0,631272	5,120405	2,467252	5,260000	0,001903
2007M08	0,904218	11,98976	5,305250	0,678034	5,125096	2,442347	5,020000	-0,046701
2007M09	0,916291	12,00127	5,251722	0,641854	5,126895	2,423917	4,940000	-0,016065
2007M10	0,875469	12,03093	5,136600	0,587787	5,129890	2,420368	4,760000	-0,037118
2007M11	0,774727	12,08424	5,354225	0,570980	5,133681	2,420368	4,490000	-0,058395
2007M12	0,806476	12,10256	5,371103	0,582216	5,141056	2,420368	4,240000	-0,057289
2008M01	0,620576	12,14157	5,493061	0,570980	5,146441	2,420368	3,940000	-0,073383
2008M02	0,636577	12,16994	5,547518	0,548121	5,151330	2,420368	2,980000	-0,279257
2008M03	0,378436	12,18194	5,621306	0,536493	5,156119	2,420368	2,610000	-0,132573
2008M04	0,314811	12,18468	5,497354	0,524729	5,161604	2,440606	2,280000	-0,135175
2008M05	0,182322	12,19555	5,322313	0,506818	5,169473	2,463853	1,980000	-0,141079
2008M06	0,122218	12,21020	5,274220	0,482426	5,176847	2,499795	2,000000	0,010050
2008M07	-0,051293	12,22372	5,447521	0,463734	5,182131	2,520917	2,010000	0,004988
2008M08	-0,301105	12,23133	5,463832	0,476234	5,184928	2,564949	2,000000	-0,004988
2008M09	-0,916291	12,24286	5,674468	0,587787	5,187524	2,602690	1,810000	-0,099820
2008M10	0,000000	12,22184	6,196537	0,774727	5,192015	2,621039	0,970000	-0,623786
2008M11	-1,660731	12,23746	6,151432	0,819780	5,195609	2,621039	0,390000	-0,911149
2008M12	-0,198451	12,23954	6,170751	0,871293	5,198406	2,621039	0,160000	-0,890973
2009M01	0,385262	12,21013	6,059824	0,837248	5,203193	2,597491	0,150000	-0,064539
2009M02	0,398776	12,20313	6,056907	0,837248	5,208679	2,545531	0,220000	0,382992
2009M03	0,598837	12,21830	6,072311	0,837248	5,210675	2,462150	0,180000	-0,200671
2009M04	0,756122	12,21264	5,947911	0,792993	5,215464	2,414126	0,150000	-0,182322
2009M05	0,837248	12,23357	5,750666	0,722706	5,220154	2,327278	0,180000	0,182322
2009M06	0,974560	12,24733	5,638678	0,672944	5,223746	2,259678	0,210000	0,154151
2009M07	1,098612	12,26373	5,596231	0,657520	5,226143	2,208274	0,160000	-0,271934
2009M08	1,202972	12,29707	5,531128	0,609766	5,227641	2,169054	0,160000	0,000000
2009M09	1,401183	12,32035	5,479646	0,598837	5,230039	2,169054	0,150000	-0,064539
2009M10	1,481605	12,35845	5,426836	0,553885	5,232834	2,169054	0,120000	-0,223144
2009M11	1,427916	12,38003	5,401729	0,548121	5,236927	2,169054	0,120000	0,000000
2009M12	1,196948	12,38445	5,323232	0,559616	5,240619	2,169054	0,120000	0,000000
2010M01	1,075002	12,39182	5,338550	0,576613	5,248091	2,169054	0,110000	-0,087011
2010M02	1,081805	12,39396	5,406700	0,609766	5,255859	2,169054	0,130000	0,167054
2010M03	1,137833	12,40473	5,244962	0,582216	5,261045	2,169054	0,160000	0,207639
2010M04	1,026042	12,41842	5,188715	0,565314	5,266730	2,174752	0,200000	0,223144
2010M05	1,018847	12,42860	5,410753	0,593327	5,271021	2,251292	0,200000	0,000000
2010M06	0,947789	12,44159	5,462483	0,593327	5,271021	2,305581	0,180000	-0,105361
2010M07	0,928219	12,45799	5,405676	0,570980	5,271121	2,342767	0,180000	0,000000
2010M08	0,916291	12,47350	5,329640	0,565314	5,271519	2,374906	0,190000	0,054067
2010M09	0,343590	12,52527	5,354788	0,542324	5,276008	2,374906	0,190000	0,000000
2010M10	0,357674	12,56000	5,227090	0,524729	5,283481	2,374906	0,190000	0,000000
2010M11	0,482426	12,56186	5,186209	0,536493	5,291745	2,374906	0,190000	0,000000

OBS	LOGRN	LOGRI	LOGPR	LOGCAMB	LOGIP	LOGSELIC	FFUNDS	DLOGFFUNDS
2010M12	0,190620	12,57271	5,179483	0,524729	5,298026	2,374906	0,180000	-0,054067
2011M01	0,246860	12,60383	5,140493	0,512824	5,306293	2,392426	0,170000	-0,057158
2011M02	0,254642	12,63628	5,159962	0,512824	5,314262	2,420368	0,160000	-0,060625
2011M03	0,009950	12,66712	5,151783	0,506818	5,322131	2,461297	0,140000	-0,133531
2011M04	0,148420	12,70096	5,147494	0,463734	5,329801	2,470639	0,100000	-0,336472
2011M05	0,148420	12,71595	5,126794	0,476234	5,334492	2,484907	0,090000	-0,105361
2011M06	0,139762	12,72420	5,144167	0,463734	5,335990	2,499795	0,090000	0,000000
2011M07	-0,020203	12,75461	5,091601	0,444686	5,337589	2,512846	0,070000	-0,251314
2011M08	0,157004	12,77535	5,288267	0,470004	5,341281	2,525729	0,100000	0,356675
2011M09	0,524729	12,76485	5,483413	0,559616	5,346568	2,484907	0,080000	-0,223144
2011M10	0,542324	12,77402	5,466371	0,570980	5,350860	2,468947	0,070000	-0,133531
2011M11	0,518794	12,77159	5,426491	0,582216	5,356047	2,442347	0,080000	0,133531
2011M12	0,746688	12,77142	5,375699	0,609766	5,361033	2,397895	0,070000	-0,133531