

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA**

THIAGO DOS SANTOS ROSSONI

**GLOBALIZAÇÃO FINANCEIRA E TAXA DE JUROS DO BRASIL: UM ESTUDO
ECONOMÉTRICO**

Porto Alegre

2017

THIAGO DOS SANTOS ROSSONI

**GLOBALIZAÇÃO FINANCEIRA E TAXA DE JUROS DO BRASIL: UM ESTUDO
ECONOMÉTRICO**

Dissertação submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia, na modalidade profissional, área de concentração: Economia.

Orientação: Prof. Dr. Ronald Otto Hillbrecht

Porto Alegre

2017

CIP - Catalogação na Publicação

Rossoni, Thiago dos Santos
Globalização financeira e taxa de juros do Brasil
: um estudo econométrico / Thiago dos Santos
Rossoni. -- 2017.
126 f.

Orientador: Ronald Otto Hillbrecht.

Dissertação (Mestrado) -- Universidade Federal do
Rio Grande do Sul, Faculdade de Ciências Econômicas,
Programa de Pós-Graduação em Economia, Porto Alegre,
BR-RS, 2017.

1. Globalização financeira. 2. Modelo
econométrico. 3. Taxa de juros no Brasil. 4.
Trindade impossível. I. Hillbrecht, Ronald Otto ,
orient. II. Título.

Elaborada pelo Sistema de Geração Automática de Ficha Catalográfica da UFRGS com os
dados fornecidos pelo(a) autor(a).

THIAGO DOS SANTOS ROSSONI

**GLOBALIZAÇÃO FINANCEIRA E TAXA DE JUROS DO BRASIL: UM ESTUDO
ECONOMÉTRICO**

Dissertação submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia, na modalidade profissional, área de concentração: Economia.

Aprovada em: Porto Alegre, 02 de maio de 2017.

BANCA EXAMINADORA:

Prof. Dr. Ronald Otto Hillbrecht - Orientador

UFRGS

Prof. Dr. Marcelo de Carvalho Griebeler

UFRGS

Prof. Dr. Milton André Stella

PUCRS

Prof. Dr. Sergio Marley Modesto Monteiro

UFRGS

Dedico este trabalho aos meus pais que são o meu maior exemplo e a minha maior fonte de inspiração e a minha esposa que acompanhou cada passo desta jornada apoiando-me sempre que necessário.

AGRADECIMENTOS

Agradeço de maneira muito especial com amor e carinho a Deus primeiramente, princípio e fim, pelo dom da vida, ao PhD Ronald, meu mestre e orientador, por toda a sabedoria compartilhada ao longo deste estudo, a Iara, colaboradora da Secretaria do PPGE, pelo constante apoio nas questões administrativas relacionadas a esta formação, a minha Mãe e ao meu Pai, meus maiores exemplos e minhas maiores fontes de inspiração, por toda a dedicação na formação da minha educação e dos meus valores, a minha Esposa, quem me equilibra diariamente, pelo apoio e incentivo desde o início desta empreitada, a minha Irmã, minha maior mentora com um ouvido, uma boca e um coração totalmente aguçados ao meu bem estar, por toda a orientação prestada ao longo da minha trajetória pessoal, acadêmica e profissional, a minha Sobrinha e ao meu Afilhado, pessoas para quem busco um mundo melhor, pelas palavras doces e sorrisos de cada encontro, e ao meu Cunhado, amigo e companheiro para debates sobre as mais variadas questões da vida.

“A tarefa não é tanto ver aquilo que ninguém viu, mas pensar o que ninguém ainda pensou sobre aquilo que todo mundo vê.” (Arthur Schopenhauer)

RESUMO

A globalização desencadeou uma maior aproximação econômica entre os indivíduos, as empresas e os governos do mundo todo. Desta forma, de maneira muito rápida são executadas decisões de investimentos por parte dos aplicadores financeiros por todo o mundo na busca de governos ou empresas que se disponham a pagar “mais juros” sobre o capital financeiro aplicado. Assim, a globalização financeira e a abertura econômica estão intimamente relacionadas com o câmbio e a política monetária. A essência dessa relação foi desenvolvida na década de 1960 por Mundell e Fleming como a "Trindade Impossível", a qual destaca que é possível atingir apenas dois dos três desejáveis objetivos de uma nação: a integração financeira, a estabilidade da taxa de câmbio e a autonomia monetária. Neste contexto, o objetivo central deste estudo será analisar a influência da globalização financeira na determinação da taxa de juros brasileira, observando o atual contexto da globalização financeira no mundo e no Brasil e as interações entre os mercados monetário e de câmbio. Então, este estudo é de grande relevância porque a globalização fez com que o globo deixasse de ser apenas uma figura astronômica, mas sim um território no qual todos se encontram relacionados e há uma gama de relações que passam despercebidas no dia a dia, que aqui serão evidenciadas. Para isso, há cinco partes neste estudo. A primeira parte apresentará uma introdução do tema; a parte dois abordará a globalização financeira, desde uma visão geral sobre o assunto até os seus efeitos no mundo e no Brasil; a parte três apresentará as interações dos mercados monetário e de câmbio; a parte quatro apresentará a Trindade Impossível; a parte cinco avaliará aspectos que afetam a política monetária brasileira, a partir de um estudo econométrico, que explica a taxa de juros do Brasil como função de alguns parâmetros endógenos e exógenos; e a parte seis destacará as principais conclusões sobre a influência da globalização financeira na determinação da taxa de juros do Brasil, especialmente nos últimos quinze anos da história brasileira.

Palavras-chave: Globalização financeira. Modelo econométrico. Taxa de juros no Brasil. Trindade impossível.

ABSTRACT

Globalization approached individuals, businesses and governments economically around the world. In this way, financial investors take decisions searching for governments or companies which are willing to pay "more interests" for the financial capital invested. Thus, financial globalization and economic liberalization are closely related to the exchange rate and monetary policy. The essence of this relationship was developed in the 1960s by Mundell and Fleming as the "Trinity Impossible", that means to achieve only two out of three desirable goals of a nation: financial integration, exchange rate stability and monetary autonomy. In this context, the main goal of this study is to analyze the influence of financial globalization that affects Brazilian interest rates, observing the current context of financial globalization in the world and in Brazil; and the interactions between monetary and exchange markets. So, this study is very important because globalization has made the globe not just an astronomical figure, but a territory in which everybody is related, and there is an range of relationships unrealized every day. That will become apparent in this study. For that, there are five parts in this study. Part one will be an introduction of the theme; part two will deal with financial globalization, from an overview of the subject to its effects in the world and in Brazil; part three will present the interactions of monetary and exchange markets; part four will present the Trinity Impossible; part five will evaluate aspects that affect Brazilian monetary policy, by a econometric model, which explains Brazilian interest rates as a function of some endogenous and exogenous parameters; and part six will highlight the main findings on the influence of financial globalization that affects Brazilian interest rates, especially in the last fifteen years in Brazilian history.

Keywords: Financial globalization. Econometric model. Brazilian interest rates. Trinity impossible.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1: A relação entre o mercado monetário e a taxa de câmbio -----	49
Figura 2: A Trindade Impossível -----	55
Figura 3: A estrutura lógica do Modelo IS-LM-----	57

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1: As possibilidades de produção e de consumo-----	23
Gráfico 2: As entradas líquidas de capital e a taxa de juros real -----	25
Gráfico 3: Um aumento no risco reduz as entradas líquidas de capital -----	26
Gráfico 4: O diagrama poupança-investimento para uma economia aberta -----	27
Gráfico 5: A demanda agregada por moeda e a taxa de juros -----	33
Gráfico 6: O efeito de um aumento da renda real sobre a curva de demanda agregada por moeda-----	34
Gráfico 7: A determinação da taxa de juros de equilíbrio-----	35
Gráfico 8: O efeito de um aumento da oferta de moeda sobre a taxa de juros -----	36
Gráfico 9: O efeito de um aumento da renda real sobre a taxa de juros-----	37
Gráfico 10: A determinação da taxa de câmbio real/dólar de equilíbrio -----	42
Gráfico 11: O efeito de um aumento na taxa de juros do real -----	44
Gráfico 12: O efeito de um aumento na taxa de juros do dólar -----	45
Gráfico 13: Um aumento na oferta de reais diminui o valor do real-----	46
Gráfico 14: Um aperto da política monetária fortalece o real -----	47
Gráfico 15: O equilíbrio simultâneo no mercado monetário do Brasil e no mercado de câmbio -----	48
Gráfico 16: O efeito de um aumento na oferta de moeda do Brasil sobre a taxa de câmbio real/dólar e a taxa de juros do real-----	50
Gráfico 17: O efeito de um aumento na oferta de dólar sobre a taxa de câmbio real/dólar ---	51
Gráfico 18: O efeito de curto prazo e de longo prazo de um aumento na oferta de moeda do Brasil (dada a produção real, Y) -----	52
Gráfico 19: As trajetórias temporais das variáveis econômicas do Brasil após um aumento permanente na oferta de moeda -----	53
Gráfico 20: As trajetórias temporais de longo prazo das variáveis econômicas do Brasil após um aumento permanente na taxa de crescimento da oferta de moeda-----	54
Gráfico 21: A Curva de Investimento-----	58
Gráfico 22: A Curva de Poupança-----	58
Gráfico 23: A Curva IS-----	59
Gráfico 24: A Curva LM-----	60
Gráfico 25: As Curvas IS e LM combinadas-----	61
Gráfico 26: O Modelo IS-LM para uma economia aberta -----	62

Gráfico 27: O Modelo IS-LM-BP com uma Política Monetária em que as taxas de câmbio são fixas e há perfeita mobilidade -----	63
Gráfico 28: O Modelo IS-LM-BP com uma Política Fiscal em que as taxas de câmbio são fixas e há perfeita mobilidade -----	64
Gráfico 29: O Modelo IS-LM-BP com uma Política Monetária em que as taxas de câmbio são flexíveis e há perfeita mobilidade -----	65
Gráfico 30: O Modelo IS-LM-BP com uma Política Fiscal em que as taxas de câmbio são flexíveis e há perfeita mobilidade -----	66
Gráfico 31: A taxa de juros brasileira (bratxjr) de janeiro de 2001 a dezembro de 2015-----	71
Gráfico 32: A meta de inflação brasileira (brainfmeta) de janeiro de 2001 a dezembro de 2015 -----	73
Gráfico 33: As expectativas de inflação no Brasil (braexpipca12mes) de janeiro de 2001 a dezembro de 2015-----	76
Gráfico 34: A inflação apresentada no Brasil (braipca12mes) de janeiro de 2001 a dezembro de 2015 -----	79
Gráfico 35: O hiato do produto brasileiro (hiatobrapib12mes) de janeiro de 2001 a dezembro de 2015 -----	82
Gráfico 36: A emissão de moeda no Brasil (bramoemifim) de janeiro de 2001 a dezembro de 2015 -----	84
Gráfico 37: A variação da taxa de juros norte-americana (euatxjrvar) de janeiro de 2001 a dezembro de 2015-----	89
Gráfico 38: A taxa de câmbio (bratxcamnom) de janeiro de 2001 a dezembro de 2015 -----	91
Gráfico 39: A balança de pagamentos brasileira (brabp) de janeiro de 2001 a dezembro de 2015 -----	94
Gráfico 40: A variação das transações correntes no Brasil (bratc12mesvar) de janeiro de 2001 a dezembro de 2015-----	99
Gráfico 41: A variação da dívida externa líquida brasileira (bradivextvar) de janeiro de 2001 a dezembro de 2015-----	102
Gráfico 42: As séries efetiva, ajustada e dos resíduos da equação por MQO -----	106
Gráfico 43: As séries efetiva, ajustada e dos resíduos do modelo combinado de regressão e de série temporal considerando os parâmetros significativos -----	118

LISTA DE TABELAS

Tabela 1: O Teste ADF para a taxa de juros brasileira em nível -----	72
Tabela 2: O Teste ADF para a meta de inflação brasileira em nível -----	74
Tabela 3: O Teste ADF para a meta de inflação brasileira em primeira diferença -----	75
Tabela 4: O Teste ADF para as expectativas de inflação no Brasil em nível -----	77
Tabela 5: O Teste ADF para as expectativas de inflação no Brasil em primeira diferença ---	78
Tabela 6: O Teste ADF para a inflação apresentada no Brasil em nível -----	80
Tabela 7: O Teste ADF para a inflação apresentada no Brasil em primeira diferença-----	81
Tabela 8: O Teste ADF para o hiato do produto brasileiro em nível -----	83
Tabela 9: O Teste ADF para a emissão de moeda no Brasil em nível -----	85
Tabela 10: O Teste ADF para a emissão de moeda no Brasil em primeira diferença-----	87
Tabela 11: O Teste ADF para a emissão de moeda no Brasil em segunda diferença -----	88
Tabela 12: O Teste ADF para a variação da taxa de juros norte-americana em nível -----	90
Tabela 13: O Teste ADF para a taxa de câmbio em nível-----	92
Tabela 14: O Teste ADF para a taxa de câmbio em primeira diferença -----	93
Tabela 15: O Teste ADF para a balança de pagamentos brasileira em nível -----	95
Tabela 16: O Teste ADF para a balança de pagamentos brasileira em primeira diferença----	97
Tabela 17: O Teste ADF para a balança de pagamentos brasileira em segunda diferença----	98
Tabela 18: O Teste ADF para a variação das transações correntes no Brasil em nível -----	100
Tabela 19: O Teste ADF para a variação das transações correntes no Brasil em primeira diferença-----	101
Tabela 20: O Teste ADF para a variação da dívida externa líquida brasileira em nível -----	103
Tabela 21: O resultado da equação por MQO -----	105
Tabela 22: A função de autocorrelação amostral do resíduo do modelo MQO em nível-----	108
Tabela 23: O Teste ADF para o resíduo do modelo MQO em nível -----	109
Tabela 24: A função de autocorrelação amostral do resíduo do modelo MQO em primeira diferença-----	110
Tabela 25: O Teste ADF para o resíduo do modelo MQO em primeira diferença -----	111
Tabela 26: O resultado da equação pelo modelo ARIMA -----	112
Tabela 27: O resultado da equação pelo modelo ARIMA considerando os parâmetros significativos-----	113
Tabela 28: O resultado do modelo combinado de regressão e de série temporal -----	115

Tabela 29: O resultado do modelo combinado de regressão e de série temporal considerando os parâmetros significativos -----	117
Tabela 30: A função de autocorrelação amostral do resíduo do modelo combinado de regressão e de série temporal considerando os parâmetros significativos em nível -----	119
Tabela 31: O Teste ADF para o resíduo do modelo combinado de regressão e de série temporal considerando os parâmetros significativos em nível -----	120

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

ADF	- Dickey-Fuller Aumentado
BCB	- Banco Central do Brasil
CMN	- Conselho Monetário Nacional
CNI	- Confederação Nacional da Indústria
Copom	- Comitê de Política Monetária
CPP	- Curva de Possibilidades de Produção
IBGE	- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
IDE	- Investimento Direto Estrangeiro
IPCA	- Índice de Preços ao Consumidor Ampliado
FED	- Federal Reserve System
FMI	- Fundo Monetário Internacional
MQO	- Mínimos Quadrados Ordinários
PNB	- Produto Nacional Bruto
PPC	- Paridade do Poder de Compra
Selic	- Sistema Especial de Liquidação e Custódia
SFN	- Sistema Financeiro Nacional

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	15
2	GLOBALIZAÇÃO FINANCEIRA	18
2.1	Contextualização da Globalização Financeira	18
2.2	Globalização Financeira e Comércio Internacional	22
2.3	Percepções sobre a Globalização Financeira	28
3	MERCADO MONETÁRIO E MERCADO DE CÂMBIO	32
3.1	Conceituação sobre o Mercado Monetário	32
3.2	Conceituação sobre o Mercado de Câmbio	39
3.3	Interação do Mercado Monetário e do Mercado de Câmbio	45
4	TRINDADE IMPOSSÍVEL	55
4.1	Conceituação sobre a Trindade Impossível	55
4.2	Modelo IS-LM	56
4.3	Modelo Mundell-Fleming	61
5	EFEITOS DA GLOBALIZAÇÃO FINANCEIRA NA DETERMINAÇÃO DA TAXA DE JUROS BRASILEIRA	67
5.1	Modelo Proposto	67
5.2	Especificação das Variáveis	70
5.3	Estimação e Resultados	103
6	CONSIDERAÇÕES FINAIS	122
	REFERÊNCIAS	125

1 INTRODUÇÃO

A globalização, fenômeno conhecido como a maior aproximação entre as pessoas de todo o mundo por diferentes meios de comunicação, sejam presenciais ou remotos, desencadeou uma maior aproximação econômica entre os indivíduos, as empresas e os governos do mundo todo. Desta forma, de maneira muito rápida são executadas decisões de investimentos por parte dos aplicadores financeiros por todo o mundo na busca de governos ou empresas que se disponham a pagar “mais juros” sobre o capital financeiro aplicado, dado determinado nível de risco.

Quando o Comitê de Política Monetária (Copom) do Brasil se reúne para decidir o nível da taxa de juros básica, um dos fatores que influencia a tomada de decisão sobre o posicionamento desta taxa é o comportamento da economia internacional, em particular as variações nas taxas de juros externas. A crescente integração financeira internacional faz com que o comportamento dos mercados domésticos, tanto os de bens e serviços, como o monetário, receba a influência das condições internacionais por meio do mercado de câmbio.

As taxas de câmbio desempenham um papel central no comércio internacional, porque permitem comparar os preços de bens e serviços produzidos em diferentes países. Ao examinar os determinantes da formação da taxa de câmbio, torna-se primordial entender a operacionalidade desses mercados, as instituições, os agentes, a regulamentação e a interação entre os diferentes tipos de operação que conduzem a dinâmica da taxa cambial.

Apesar de existirem diversos mecanismos de transmissão monetária, dois canais são fundamentais, taxas de juros e câmbio. O primeiro canal surge da relação negativa entre o valor presente de bens duráveis e a taxa de juros real, uma vez que essa última mensura, de certa forma, a eficiência marginal do capital. Uma taxa de juros mais baixa estimula a produção de bens duráveis e, via multiplicador, também aumenta a demanda agregada. Apesar da importância do canal de transmissão via taxa de câmbio no controle da inflação, a acumulação substancial de reservas internacionais em um ambiente de taxas de juros elevadíssimas ilustra a âncora monetária implícita no processo de estabilização da economia brasileira. O processo de estabilização vem recuperando paulatinamente os demais mecanismos de transmissão monetária (via crédito e riqueza, por exemplo), de forma a mitigar a necessidade de taxas de juros tão elevadas. Afinal, em um regime de câmbio

flutuante, uma política monetária pode ser conservadora mesmo com taxas de juros moderadas.

Aizenman (2013) cita em seu estudo que a questão da globalização financeira e a abertura estão intimamente relacionadas com o câmbio e a política monetária. A essência dessa relação foi desenvolvida na década de 1960 por Mundell e Fleming como a "Trindade Impossível" ou "Política Trilema". A Trindade Impossível afirma que é possível atingir apenas dois dos três desejáveis objetivos de uma nação: a integração financeira, a estabilidade da taxa de câmbio e a autonomia monetária.

Assim, o objetivo central deste estudo será analisar a influência da globalização financeira na determinação da taxa de juros brasileira. Para tanto, alguns objetivos específicos serão abordados, são eles: contextualizar a globalização financeira no mundo e no Brasil; representar as interações entre o mercado monetário e de câmbio; expor o modelo Mundell-Fleming; verificar os efeitos da globalização financeira na determinação da taxa de juros do Brasil nos últimos quinze anos por meio de um modelo econométrico.

A globalização fez com que o globo não fosse mais apenas uma figura astronômica, mas sim um território no qual todos se encontram relacionados e atrelados. Trata-se de uma ruptura drástica do modo de ser, sentir e agir. Apesar do fenômeno da globalização financeira ter crescido substancialmente desde 1970 e mais acentuadamente a partir de 1990, com uma constante integração dos países no sistema financeiro global, carecem estudos para avaliar a influência da globalização financeira na determinação da política monetária do Brasil, a partir de análises econométricas.

Como modelo econométrico, será adotado o uso combinado da análise de regressão com um modelo de série temporal, pois, conforme Pindyck e Rubinfeld (2004), as variáveis econômicas não tendem a voltar a uma tendência de longo prazo depois de um choque, uma vez que elas podem seguir passeios aleatórios. Neste caso, a regressão por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) isoladamente não daria um estimador de parâmetro consistente, podendo acarretar uma regressão espúria. Então, na seção cinco, primeiramente, será construído um modelo de regressão que explica a taxa de juros do Brasil como função de alguns parâmetros ao longo deste estudo detalhados. Em seguida, serão examinados os resíduos desse modelo e ajustados a um modelo ARIMA, dada a existência de variáveis não estacionárias em nível no modelo proposto. Por fim, serão estimados novamente todos os

parâmetros do modelo combinado de regressão e de série temporal. Como ferramenta, será utilizado o *software* EViews.

O trabalho, além da introdução, em apresentação, considerada parte um, terá mais cinco partes, a fim de alcançar os objetivos definidos. Na parte dois, será abordada a globalização financeira, desde uma visão geral sobre o assunto e seus efeitos no mundo e no Brasil até algumas percepções gerais. Na parte três, serão contextualizados os mercados monetário e de câmbio, bem como explanadas algumas das suas interações, adaptando a teoria para o caso brasileiro. Na parte quatro, será contextualizada a Trindade Impossível, bem como abordado o modelo Mundell-Fleming. Na parte cinco, serão avaliados alguns dados do Brasil e dos Estados Unidos, a fim de identificar os efeitos da globalização financeira na determinação da taxa de juros brasileira nos últimos quinze anos, considerando a Trindade Impossível. Por fim, na parte seis, serão destacadas as principais conclusões sobre a influência da globalização financeira na determinação da taxa de juros do Brasil, especialmente nos últimos quinze anos da história brasileira.

2 GLOBALIZAÇÃO FINANCEIRA

Nesta seção, será realizada uma contextualização da globalização financeira, a partir do resgate do seu histórico e desenvolvimento no mundo e no Brasil. Além disso, serão apresentadas as relações da globalização financeira e do comércio internacional, além de percepções sobre o tema.

2.1 Contextualização da Globalização Financeira

A globalização financeira ganhou impulso com as políticas de desregulamentação cambial e financeira impostas pelas políticas neoliberais originadas das autoridades econômicas norte-americanas. Este fenômeno submeteu a economia mundial a uma lógica financeira global, numa velocidade sem precedente histórico.

Beck, Claessens, e Schmukler (2013) comentam que a globalização financeira tem crescido substancialmente desde 1970, mas este fenômeno ganhou mais força a partir de 1990. O padrão outro estabelecido entre 1880 e 1914 apresentou uma grande onda da globalização financeira, por meio do fluxo de capitais entre fronteiras, integrando países do centro e da periferia em uma rede mundial de finanças e investimentos.

Esta primeira tentativa de globalização afundou com a Primeira Guerra Mundial, entre 1914 e 1918, em que o crescimento global parou e a integração financeira internacional foi interrompida, resultando no mínimo de circulação de capitais. Tal situação se agravou com a grande crise dos anos 1930, seguida pela Segunda Guerra Mundial (1939-1945). Logo, durante mais de 30 anos, as economias nacionais trataram de proteger suas indústrias e comandar a acumulação de capital dentro de um território, tombando o intercâmbio comercial e financeiro entre elas a níveis irrisórios.

A lenta reconstrução do sistema financeiro mundial ocorreu durante a era de Bretton Woods, entre 1945 e 1971. Essa nova onda de integração financeira internacional refletiu o desmantelamento dos controles de capital, a desregulamentação dos sistemas financeiros nacionais e uma revolução tecnológica, não apenas na informação e nas telecomunicações, mas também na engenharia de produtos financeiros.

De acordo com Maizels (1963), entre 1948 e 1959, a produção industrial do mundo cresceu 60%, ao passo que o comércio mundial de produtos industriais cresceu 90%, a

produção de produtos primários aumentou 30% e o comércio internacional dos mesmos cresceu 57%.

Carvalho et al. (2007) comenta que, a partir de 1970, um grande número de países em desenvolvimento promoveu medidas de liberalização da conta de capitais de seus balanços de pagamentos. Em outras palavras, foram reduzidas muitas das restrições à movimentação de capitais financeiros para dentro e para fora do país.

Singer (1998) ainda destaca que o Brasil foi um dos importantes protagonistas da globalização nos anos 1970, quando presenciou o momento conhecido como o Milagre Econômico. Nos anos 1980, a crise do endividamento externo prejudicou a América Latina, fazendo com que o fluxo industrializador se dirigisse, principalmente, para a Ásia Oriental, HongKong, Coréia do Sul, Taiwan e Singapura, que viram suas economias crescerem em ritmo intenso, estimuladas pela expansão das exportações industriais. Logo, novos mercados emergentes se juntaram a esta onda de globalização financeira com vigor a partir do final dos anos 1980 e principalmente na década de 1990, desencadeando a maior integração financeira entre as nações.

No entanto, conforme Honório e Guerra (2012), no Brasil, este fenômeno prosperou apenas em 1991, com a liberalização das políticas comerciais e financeiras do país, apesar dos fortes desequilíbrios macroeconômicos. O Brasil passou por uma intensa crise inflacionária, que desencadeou inúmeras tentativas frustradas com o objetivo de conter o aumento desenfreado dos preços. Isto fez com que a economia ficasse ainda mais desequilibrada e caísse em descrédito perante o resto do mundo. Como resposta, visando o crescimento econômico acompanhado da estabilidade de preços, foram adotadas medidas, principalmente monetárias, para que a economia brasileira recuperasse seu equilíbrio e a confiança internacional.

Deste modo, o Brasil se viu obrigado a abrir sua economia perante o mundo e adentrar ao intenso e dinâmico mercado financeiro global. Fatos estes que voltaram os olhos de grandes investidores internacionais para o mercado brasileiro, atraídos por uma economia em caminhos de estabilidade, com elevadas taxas de juros, fornecendo novas e atrativas oportunidades de investimentos com altos retornos e riscos baixos. Isto fez com que o país ficasse exposto a ataques especulativos muito intensos que por um lado eram benéficos, porém por outro eram totalmente prejudiciais à economia nacional. Logo, o Brasil voltou a ser

captador de capitais, tornando-se um dos últimos mercados emergentes a ingressar na ciranda financeira global, a custo de altíssimas taxas de juros em dólar.

A partir de 1992, com a abertura comercial, a entrada de recursos estrangeiros no Brasil, atraídos por diversas alternativas de investimento devido às altas taxas de juros praticadas, foi responsável por um crescimento destacável da economia nacional. Apesar da liberalização da entrada e saída de capitais ter gerado enormes benefícios ao Brasil, como um maior acesso a um crédito internacional, também foram encontrados alguns inconvenientes como a instabilidade dos fluxos de capitais, a facilidade de mudanças nos fluxos frente a crises e a perda de liberdade na condução da política econômica.

Toda vez que o Copom eleva os juros para combater a inflação, a dívida aumenta. Como países com dívida alta em relação ao PIB – Produto Interno Bruto precisam de juros mais altos, cria-se um círculo vicioso do qual só se sai com cortes profundos de gastos. Do outro lado, quando ocorre redução da taxa Selic – Sistema Especial de Liquidação e Custódia, dá ânimo à economia e estimula o crescimento. O efeito é exatamente o inverso do obtido pelo aumento da taxa de juros: o sistema de crédito cresce, o volume de dinheiro em circulação aumenta e os indivíduos consomem mais. Desta forma, aumenta a facilidade em obter financiamentos, estimulando as organizações a crescerem, novos negócios surgem e os empregos expandem.

Rossetti (2003) observa que é importante destacar um conjunto de quatro pré-requisitos essenciais à expansão da globalização financeira. São eles: integração, empresas transnacionais, tecnologia em áreas chaves e desregulamentação e liberalização.

A integração consiste na consolidação dos processos de integração econômica e política das nações. Podem ser observados como exemplos desse processo a constituição de blocos econômicos nos continentes, por exemplo, o Mercosul, na América do Sul, e os acordos multilaterais para o estabelecimento de áreas de livre comércio, removendo-se barreiras nacionais de proteção.

As empresas transnacionais viabilizam o crescimento numérico e a maior expressão das empresas transnacionais na comunidade mundial de negócios. Como exemplo, pode ser destacado o estoque total de Investimento Direto Estrangeiro (IDE) atingido em 1994, US\$ 2 trilhões, associado à existência de 38 mil empresas transnacionais, com suas 207 mil subsidiárias. Isso representa um grande salto, se comparado com as 3.500 empresas estabelecidas no período compreendido entre 1946 e 1961. A importância desses indicadores

decorre, evidentemente, do peso relativo dessas empresas para a atividade econômica mundial.

A tecnologia em áreas chave viabiliza o avanço tecnológico e a queda vertical dos custos em áreas chave para atuação global, por exemplo, transportes, comunicações, processamento e transmissão de dados. Tais reduções de custos, associadas a ganhos tecnológicos e a economias crescentes de escala, foram um dos mais importantes pré-requisitos de impulsão das transações globais, não só o comércio de produtos intermediários e finais, mas também os movimentos de capitais e a mobilidade de fatores de produção interfronteiras.

A desregulamentação e a liberalização evidenciam o crescente empenho dos governos nacionais em melhorar os padrões de competitividade, via maiores coeficientes de abertura a produtos e a fatores reais e financeiros, em vez de proteger os mercados nacionais com barreiras protecionistas. No Brasil, por exemplo, uma economia de forte tradição protecionista, as tarifas aduaneiras, entre 1990 e 1994, caíram de uma média de 32,2% para 14,2%, segundo dados da Confederação Nacional da Indústria (CNI).

Neste contexto, pode-se dizer que a globalização é um processo que vem acontecendo ou se realizando já há mais de cinquenta anos. É fácil comprovar isto observando o crescimento contínuo do valor das trocas internacionais e do IDE. A ideia de globalização está permitindo esclarecer não só a forma da sociedade global, mas também os desafios que se criam às sociedades nacionais.

O'Brien (1992) pondera que o capital, sem sombra de dúvidas, adquiriu novas conotações e, na medida em que se desenraiza, move-se por todos os cantos do mundo. A internacionalização do capital não pode mais ser entendida como somente a internacionalização do processo da mercadoria e do dinheiro, mas também da internacionalização do processo produtivo, que envolve o trabalho.

Com isto nota-se o fim da geografia, pois existe uma aceleração e generalização das relações atravessando territórios e fronteiras, culturas e civilizações. O fim da geografia, como um conceito aplicado às relações financeiras internacionais, diz respeito a um Estado de desenvolvimento econômico em que a localização geográfica importa cada vez menos em matéria de finanças. Neste Estado, os reguladores do mercado financeiro não mais controlam seus territórios e o processo de internacionalização do capital é um processo de formação do capital global.

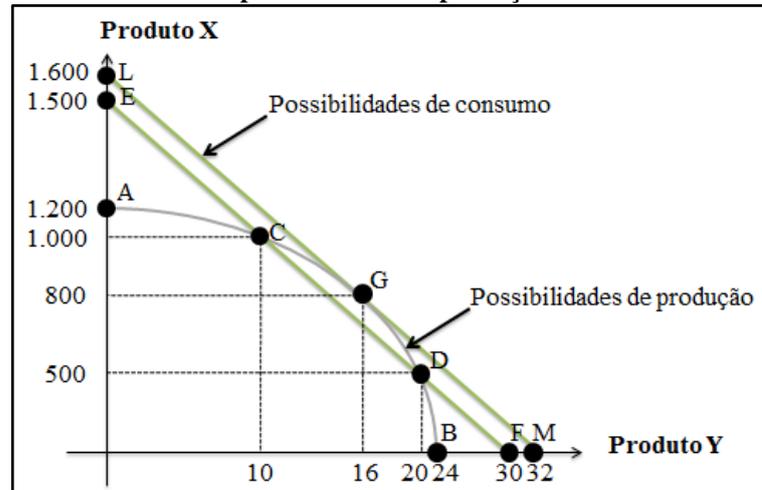
O capital financeiro adquiriu uma força maior do que em épocas anteriores, quando ainda encontrava-se enraizado no âmbito nacional. Além da mundialização acelerada e generalizada das forças produtivas, dos processos econômicos, da nova divisão internacional do trabalho, formaram-se redes e circuitos informatizados, por meio dos quais as transnacionais e os bancos movem o capital por todo o mundo, além de novos sistemas que permitem uma maior e melhor gerência dos fluxos financeiros, tanto internos quanto transnacionais, por parte dos países.

2.2 Globalização Financeira e Comércio Internacional

Conforme Frank e Bernanke (2012), a especialização tratada na vantagem comparativa, combinada com o comércio entre os produtores de diferentes bens e serviços, permite que uma sociedade atinja um nível mais alto de produtividade e padrão de vida em relação a uma situação em que se busca a autossuficiência sem comércio. Assim, é muito importante observar que fatores como clima, recursos naturais, tecnologia, habilidades e educação dos trabalhadores oferecem aos países vantagens comparativas na produção de diferentes bens e serviços. Por exemplo, o clima e o relevo da França, junto com o conhecimento passado pelas gerações de produtores de vinho, dão ao país uma vantagem comparativa na produção de vinhos finos, enquanto as vastas porções de terras aráveis da Austrália conferem ao país uma vantagem comparativa na produção de grãos. Desta forma, o princípio da vantagem comparativa postula que é possível desfrutar de mais bens e serviços, quando cada país produz de acordo com a sua vantagem comparativa e comercializa com outras nações.

Para exemplificar como o comércio internacional beneficia um país, Frank e Bernanke (2012) destacam a Curva de Possibilidades de Produção (CPP) em uma economia fechada, que não comercializa bens e serviços com outras nações, e em uma economia aberta. Supondo que uma nação produz e consome apenas dois produtos, o produto X e o produto Y, conforme o gráfico 1, no ponto A, que intercepta o eixo vertical, verifica-se a quantidade máxima do produto X que a nação pode produzir, 1.200, e o ponto B, no intercepto horizontal da CPP, o número máximo do produto Y que ela pode produzir, 24. Já os pontos intermediários da CPP representam combinações alternativas dos produtos X e Y que podem ser produzidos.

Gráfico 1: As possibilidades de produção e de consumo



Fonte: Elaborado pelo autor, adaptado de Frank e Bernanke (2012).

Se esta nação estivesse operando em uma economia fechada no ponto D, neste ponto a nação produz e consome 20 unidades do produto Y e 500 unidades do produto X. Ainda, se a nação tiver a oportunidade de comprar e vender algum dos produtos no mercado mundial aos preços de R\$ 10,00 o produto X e R\$ 500,00 o produto Y, ela possui uma nova possibilidade de consumo. Por exemplo, se ela vendesse toda a sua produção de 20 unidades do produto Y no mercado mundial, a nação teria R\$ 10.000,00 e poderia comprar mais 1.000 unidades do produto X. Assim, o ponto E, antes não atingível pela economia fechada, passa a estar disponível com o comércio internacional. Alternativamente, se a nação a partir do ponto D vender as 500 unidades do produto Y no mercado mundial, os R\$ 5.000,00 obtidos dessa venda permitirão que ela compre 10 unidades adicionais do produto X. Logo, o ponto F também passa a ficar disponível com o comércio internacional. Assim, todos os pontos entre C e D na linha EF são ineficientes, pois a nação está produzindo dentro de sua CPP. A melhor situação se dá ao encontrar um ponto na sua CPP entre os pontos C e D, mais especificamente, o ponto G, pois neste ponto a nação pode consumir a maior quantidade dos produtos X e Y. No ponto G, e somente nesse ponto, a inclinação da CPP é igual à inclinação da linha possibilidades de consumo. Dessa forma, somente no ponto G o custo de oportunidade de aumentar a produção interna do produto Y é igual ao custo de oportunidade de comprar um produto Y adicional no mercado mundial. Se o custo de oportunidade de produzir um produto Y internamente excedesse o custo de oportunidade de comprar o produto Y no mercado mundial, a nação ganharia ao reduzir sua produção do produto Y e deveria

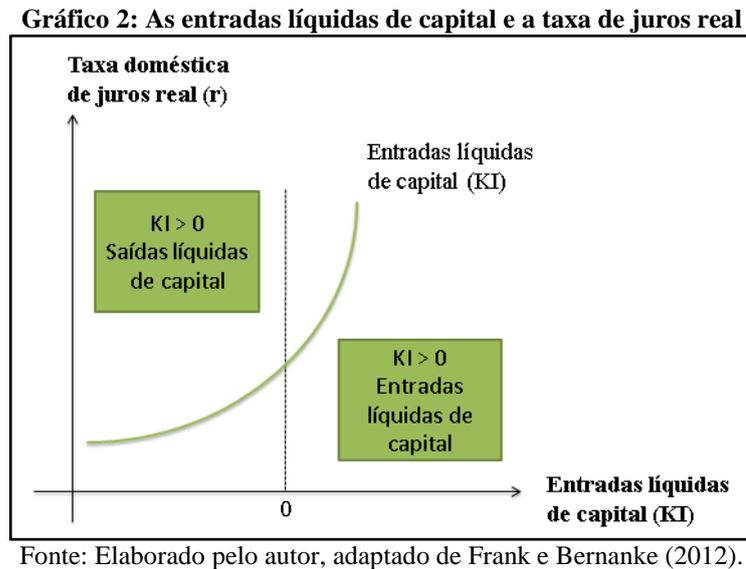
importar mais quantidade do produto Y. Da mesma forma, se o custo de oportunidade de produzir o produto Y internamente fosse menor do que o custo de oportunidade de comprar o produto Y no exterior, a nação ganharia ao aumentar a produção do produto Y e ao reduzir as importações deste produto. Assim, percebe-se que, ao se abrir para o comércio internacional, uma nação pode consumir mais de todos os produtos do que se ela dependesse somente de sua produção.

Frank e Bernanke (2012) destacam que no comércio internacional há grupos que são beneficiados e outros prejudicados. Em geral, os consumidores de produtos domésticos dos bens importados são beneficiados pelo livre comércio, enquanto os fabricantes domésticos de bens importados são prejudicados pelo livre comércio. O oposto ocorre com um bem exportado, ou seja, os produtores de bens domésticos são beneficiados pelo livre comércio, enquanto os consumidores domésticos de bens exportados são prejudicados pelo livre comércio. Os defensores dessa visão acreditam que o governo deveria tentar “proteger” os mercados internos ao erguer barreiras legais às importações, geralmente por meio de tarifas ou quotas. Porém, como o livre comércio é eficiente, pois permite que os países se especializem na produção de bens e serviços nos quais eles possuem vantagem comparativa, as políticas protecionistas que limitam o comércio podem ser consideradas ineficientes. Isso porque elas reduzem o tamanho do bolo econômico.

Para Frank e Bernanke (2012), da mesma forma que a produção de bens e serviços, a poupança e as oportunidades de investimento não são restritas às fronteiras nacionais, especialmente dado o fenômeno da globalização financeira. Há os mercados financeiros internacionais, em que os tomadores de empréstimos e os emprestadores residem em países diferentes. Neste sentido, emprestar significa adquirir um ativo real ou financeiro, enquanto tomar emprestado implica em vender um ativo real ou financeiro. Ou seja, as entradas de capital são compras de ativos nacionais por estrangeiros, enquanto as saídas de capital são as compras de ativos estrangeiros por residentes nacionais.

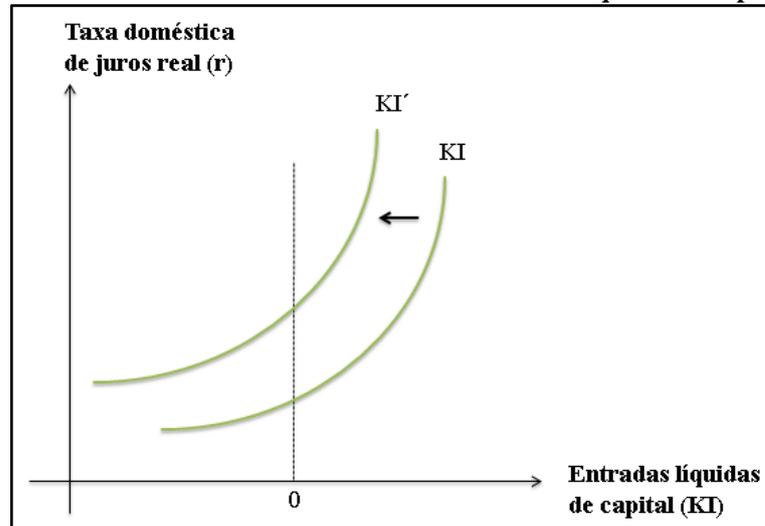
Os fatores básicos que determinam a atratividade de qualquer ativo, tanto nacional quanto estrangeiro, são o retorno e o risco principalmente. Os investidores procuram altos retornos reais, logo, por exemplo, se o grau de risco e os retornos disponíveis no exterior forem mantidos constantes, uma taxa de juros real mais alta no país de origem promove a entrada de capital ao tornar os ativos nacionais mais atraentes em relação aos estrangeiros, além de reduzir as saídas de capital ao induzir os habitantes a investir sua poupança

domesticamente. Nesta situação, dizemos que o restante permanecendo constante, uma taxa de juros real mais alta aumenta as entradas líquidas de capital, conforme pode ser visto nos pontos ao longo da curva de entradas líquidas de capital do gráfico 2 (FRANK; BERNANKE, 2012).



Desta forma, quando a taxa doméstica de juros real é muito alta, as entradas líquidas de capital são positivas, ou seja, as compras estrangeiras de ativos nacionais excedem as compras nacionais de ativos estrangeiros. Mas, quando a taxa de juros real é baixa, as entradas líquidas de capital são negativas, ou seja, o país apresenta saídas líquidas de capital (as compras nacionais de ativos estrangeiros excedem as compras estrangeiras de ativos nacionais, pois, o restante permanecendo constante – o grau de risco e os retornos disponíveis no exterior – uma taxa de juros real mais baixa no país de origem promove saídas de capital ao tornar os ativos estrangeiros mais atraentes em relação aos nacionais, além de não criar incentivos para os estrangeiros investirem sua poupança neste país).

Frank e Bernanke (2012) retratam que o efeito do risco nos fluxos de capitais é o oposto da taxa de juros real, pois para uma dada taxa de juros real, um aumento no risco dos ativos nacionais, por uma instabilidade política, por exemplo, reduz as entradas líquidas de capital, pois os estrangeiros ficam menos dispostos a comprar os ativos nacionais, enquanto os poupadores nacionais ficam mais propensos a comprar ativos estrangeiros. Desta forma, a curva de entradas líquidas de capital é deslocada para a esquerda, conforme pode ser evidenciado no gráfico 3.

Gráfico 3: Um aumento no risco reduz as entradas líquidas de capital

Fonte: Elaborado pelo autor, adaptado de Frank e Bernanke (2012).

Krugman e Obstfeld (2010) acrescentam um fator adicional que afeta a decisão de investimento dos agentes econômicos, além do risco e do retorno, a liquidez.

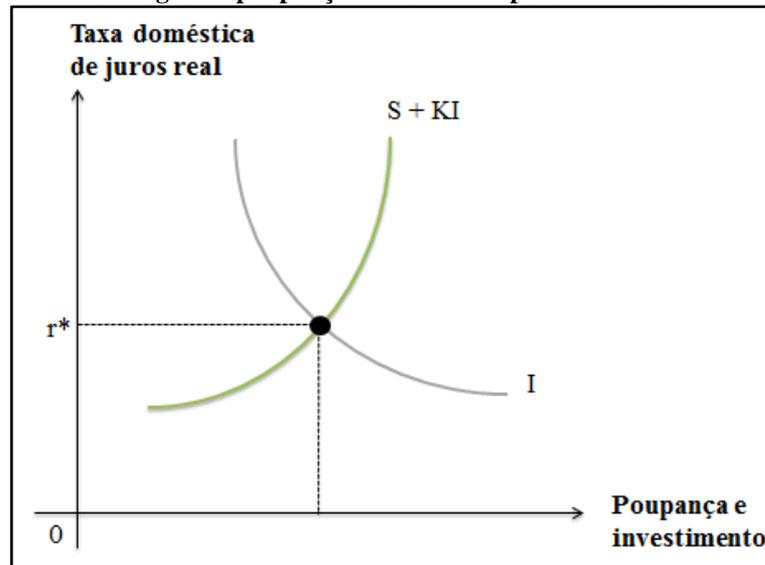
Os ativos também diferem de acordo com o custo e a velocidade que os poupadores podem se desfazer deles. Uma casa, por exemplo, não é muito líquida, porque sua venda normalmente requer tempo, além dos serviços de corretores. Em contrapartida, o dinheiro constitui o ativo mais líquido: ele é sempre aceito pelo valor de face como pagamento por bens e outros ativos. Os poupadores preferem manter alguns ativos para se precaver contra gastos inesperados que podem forçá-los a vender ativos menos líquidos com prejuízo. Eles considerarão, portanto, a liquidez, bem como o risco e o retorno esperados, na hora de decidir qual quantidade manter de um determinado ativo (KRUGMAN; OBSTFELD, 2010, p. 251).

Frank e Bernanke (2012) comentam que os fluxos de capital internacional têm uma forte relação com a poupança nacional e o investimento. As entradas de capital elevam a poupança nacional, aumentando os fundos disponíveis para investimento em capital físico, logo as entradas de capital podem ajudar a promover o crescimento econômico em um país. Já as saídas de capital reduzem a poupança destinada a investimentos, desta forma as saídas de capital tendem a restringir o crescimento econômico.

O diagrama poupança-investimento para uma economia aberta, apresentado no gráfico 4, indica que a oferta total de poupança em uma economia aberta é a soma de poupança nacional (S) e das entradas líquidas de capital (KI). Desta forma, um aumento na taxa doméstica de juros real nacional aumentará S e KI. A demanda por poupança para fins de investimento de capital é mostrada pela curva I. Desta forma, a taxa de juros real de equilíbrio

(r^*) estabelece a oferta total de poupança, incluindo as entradas líquidas de capital, igual à demanda nacional por poupança.

Gráfico 4: O diagrama poupança-investimento para uma economia aberta



Fonte: Elaborado pelo autor, adaptado de Frank e Bernanke (2012).

Para Frank e Bernanke (2012), embora as entradas de capital sejam benéficas aos países que a recebem, elas têm um custo. Os países que financiam a formação de capital nacional, principalmente com as entradas de capital, enfrentam o prospecto de pagar juros e dividendos aos investidores estrangeiros de quem eles tomaram emprestado. Muitos países em desenvolvimento enfrentam crises da dívida, porque os investimentos nacionais feitos com fundos estrangeiros não deram o retorno esperado deixando-os com renda insuficiente para pagar o que eles devem a seus credores estrangeiros. Assim, uma vantagem do financiamento da formação de capital nacional, principalmente com a poupança nacional, é que o retorno dos investimentos de capital do país vai para os poupadores nacionais, em vez de fluírem ao exterior. Além disso, a poupança nacional baixa pode acarretar o déficit comercial, pois um país que poupa pouco e gasta muito tenderá a importar uma quantidade maior de bens e serviços do que exportaria. Ao mesmo tempo, a taxa de poupança baixa do país implica uma necessidade de mais empréstimos estrangeiros para financiar o dispêndio com investimento nacional. Tal situação pode ser identificada a partir da equação a seguir, em que, S representa poupança doméstica, I representa investimentos domésticos e NX representa exportações líquidas.

$$S - I = NX$$

Desta forma, se mantivermos os investimentos domésticos constantes, uma alta taxa de poupança doméstica implica um alto nível de exportações líquidas, enquanto um baixo nível de poupança doméstica implica um baixo nível de exportações líquidas. Além disso, se a poupança doméstica de um país for menor do que seu investimento, as exportações líquidas serão negativas, ou seja, o país terá um déficit comercial. Exemplificando, um país com uma taxa de poupança doméstica baixa é aquele no qual as famílias e o governo têm altas taxas de dispêndio em relação à renda e à produção domésticas. Como parte da despesa das famílias e do governo é dedicada a bens importados, esperaríamos que uma economia com baixa poupança e altos gastos tenham um volume alto de importações. Além disso, uma economia com baixa poupança consome uma grande proporção de sua produção interna, reduzindo a quantidade de bens e serviços disponíveis para exportação. Logo, com altas importações e baixas exportações, uma economia com baixa poupança terá um déficit comercial. Já mantendo o investimento doméstico constante, a poupança doméstica alta tende a ser relacionada a um superávit comercial.

2.3 Percepções sobre a Globalização Financeira

Krugman e Obstfeld (2010) salientam que a vantagem comparativa é um importante conceito relacionado à globalização financeira. Este conceito implica que um país possui vantagem comparativa na produção de um bem, se o custo de oportunidade da produção deste bem em relação aos demais é mais baixo nesse país do que em outros. Desta forma, a partir do comércio internacional pode ser gerado um aumento de produção, porque cada país pode se especializar em produzir o bem no qual possui uma vantagem comparativa. Logo, o comércio entre dois países pode beneficiar a ambos, se cada qual exportar os bens em que possui vantagem comparativa.

Alguns estudiosos criticam a livre movimentação de ativos financeiros e de bens e serviços, porém Krugman e Obstfeld (2010) reforçam que há pelo menos três ideias equivocadas nas críticas de tais pensadores. Primeira, o livre comércio é benéfico somente se o seu país é suficientemente forte para resistir à concorrência. O problema desta opinião é que não é contemplada a essência do modelo proposto em vantagens comparativas, em que os

ganhos do comércio dependem da vantagem comparativa, e não da vantagem absoluta. Segunda, a concorrência estrangeira é injusta e prejudica outros países, quando se baseia em salários baixos. Um exemplo simples contradiz esta ideia, pois, em um caso hipotético, o país local é mais produtivo do que o estrangeiro em dois produtos, por exemplo, vinho e queijo, e o custo menor da produção de vinho no estrangeiro ocorre exclusivamente por causa do salário muito mais baixo. O salário menor do estrangeiro é, entretanto, irrelevante quanto à questão de saber se o local apresenta ganhos no comércio. Não importa se o custo mais baixo do vinho produzido no estrangeiro se deve a altos ou a salários baixos, o que importa ao país local é que é mais barato em relação ao seu próprio trabalho produzir queijo e comercializá-lo por vinho, em vez de produzir vinho. Terceira, o comércio explora um país e o torna pior se seus trabalhadores recebem salários muito mais baixos que os de outras nações. Em relação a esta ideia, o ponto central não é perguntar se os trabalhadores de baixos salários merecem receber mais, mas sim se eles e o seu país estão piores exportando bens baseados em baixos salários do que estariam caso se recusassem a entrar no comércio internacional. Desta forma, não podemos dizer que um salário baixo representa exploração, a não ser que se saiba qual é a alternativa.

Neste contexto, Krugman e Obstfeld (2010) destacam que parece claro que a globalização não reduz o nível geral de empregos nas economias que dela participam. À medida que uma economia se abre ao comércio internacional, aumentam suas exportações e criam-se novos empregos, ou melhor, novas ocupações. O acréscimo das importações acaba por eliminar postos de trabalho, que são transferidos aos países de onde provêm os produtos importados. Assim, se o país exporta mais do que importa, terá um ganho líquido de empregos e vice-versa.

Frank e Bernanke (2012) reforçam que a visão de que o livre comércio é prejudicial e deveria ser restrito é conhecida como protecionismo. Os defensores dessa visão acreditam que o governo deveria tentar “proteger” os mercados internos ao erguer barreiras legais às importações. Dois tipos comuns de barreiras são as tarifas e as quotas. Uma tarifa é um imposto cobrado sobre um bem importado. Uma quota é um limite legal sobre a quantidade de um bem que pode ser importada. No entanto, é interessante observar que os protecionistas raramente tentam restringir as exportações utilizando barreiras, mesmo que elas prejudiquem os consumidores dos bens exportados.

Mishkin (2000) comenta que a globalização financeira viabilizou a abertura dos mercados financeiros, de títulos e ações, um meio importante na canalização de fundos de pessoas que não têm uso produtivo de suas poupanças para aquelas que o têm, um processo que resulta em maior eficiência econômica, com efeitos sobre a fortuna pessoal, o comportamento de empresários e consumidores e sobre o desempenho total da economia. Assim, percebe-se maior eficiência nos investimentos, direcionando os recursos existentes para as oportunidades mais produtivas.

Aizenman (2013) também entende que os países podem se beneficiar de várias formas com a globalização financeira. Na concepção dele, a vantagem mais simples é ter uma maior oferta de financiamento externo disponível a custos mais baixos. Por ter acesso a uma mais ampla gama de instrumentos que podem servir melhor às necessidades das nações, a integração financeira também permite melhor diversificação do risco. Ainda, a maior oferta de capitais disponível aos países emergentes, o acesso desimpedido de seus governos e empresas aos recursos de uma poupança virtualmente mundial e os baixos custos de informação e de transação prevalentes contribuem para se obter maior disponibilidade de poupança, condição necessária para a elevação da taxa de crescimento econômico. Também, destaca-se a maior facilidade de financiamento de déficits fiscais, já que os governos deixam de depender apenas dos mercados domésticos. Como no caso do IDE, o capital estrangeiro pode permitir a importação de conhecimento e tecnologia, que podem ajudar a impulsionar a produtividade nacional.

Por outro lado, Aizenman (2013) comenta que a globalização financeira pode também implicar em pontos de atenção. Como os países criam mais laços com o sistema financeiro internacional, choques adversos em países estrangeiros podem causar ameaças à estabilidade interna por meio de efeitos colaterais, o que poderia tornar um grande número de países do sistema financeiro internacional mais propenso a crises. Além disso, os riscos macroeconômicos da maciça entrada de capitais nas economias de países em desenvolvimento merecem especial destaque, em virtude da rapidez com que suas consequências podem ser sentidas. Cumpre mencionar, inicialmente, os efeitos cambiais e monetários. Em um regime de câmbio flexível, que é o caso brasileiro, o efeito de uma entrada maciça de capitais não se manifesta diretamente sobre a quantidade de moeda, mas, sim, sobre a própria taxa de câmbio. Inevitavelmente, nessas condições, o aumento da oferta de divisas estrangeiras levará

a uma valorização do câmbio, isto é, ao aumento do valor da moeda nacional em relação à moeda estrangeira, refletindo à redução de competitividade comercial brasileira.

Conforme Singer (1998), o mundo globalizado tornou-se mais aberto e receptivo. No entanto, além das novidades consumíveis, o exterior gera quebra de empresas nacionais, corte de postos de trabalho e crises financeiras.

A globalização fez com que o globo não fosse mais apenas uma figura astronômica, mas sim um território no qual todos se encontram relacionados e atrelados. Isto faz com que as pessoas tenham reações diversas, algumas se surpreendem, outras se encantam, e outras se atemorizam. Trata-se de uma ruptura drástica do modo de ser, sentir, agir e fabular. Pode ser que a globalização financeira faça com que os países emergentes se defrontem com dificuldades e vários problemas, como riscos de volatilidade cambial, de elevação de juros, de aumento do passivo interno e de vulnerabilidade a choques externos. Desta forma, os governos das nações em desenvolvimento se veem forçados a atuar. A integração dos mercados financeiros minou consideravelmente a eficácia dos instrumentos tradicionais de condução da economia. De fato, a política monetária não mais pode ser considerada à parte da política cambial. Quaisquer medidas domésticas que afetem os juros também afetarão os fluxos de capital e, por conseguinte, o câmbio. Em contrapartida, quaisquer decisões sobre o câmbio limitarão o nível dos juros disponíveis para o governo.

3 MERCADO MONETÁRIO E MERCADO DE CÂMBIO

Neste capítulo, serão abordados os mercados monetário e de câmbio. Primeiramente, será realizada uma conceituação sobre cada um deles, a fim de sustentar, posteriormente, uma explanação teórica sobre a interação entre eles.

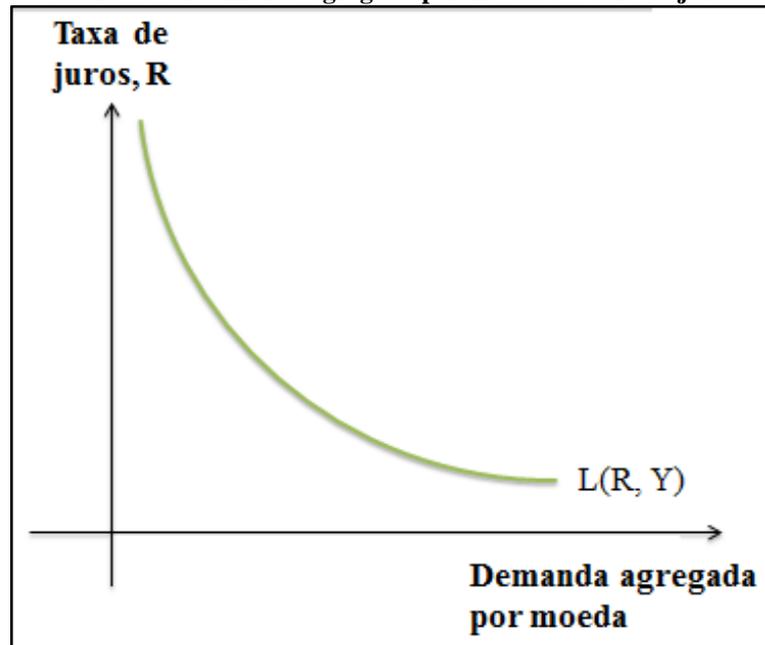
3.1 Conceituação sobre o Mercado Monetário

Krugman e Obstfeld (2010) comentam que para entender a política monetária é importante contextualizar a moeda, suas funções e características. A função mais importante da moeda é servir como meio de troca, um meio de pagamento amplamente aceito. Além disso, ela pode servir como unidade de conta, isto é, uma medida de valor amplamente reconhecida. Por fim, como a moeda pode ser utilizada para transferir poder de compra do presente para o futuro, ela constitui um ativo, ou seja, uma reserva de valor.

Krugman e Obstfeld (2010) destacam ainda que a quantidade de moeda demandada depende de três características, como qualquer outro ativo, o retorno esperado, o risco do retorno esperado e a liquidez. Em relação ao retorno esperado, as pessoas preferem ativos que ofereçam retornos mais altos. Desta forma, como um aumento na taxa de juros é uma elevação da taxa de retorno dos ativos menos líquidos em relação à taxa de retorno da moeda, caso a taxa de juros aumentar, os indivíduos vão preferir manter mais de sua riqueza em ativos não monetários que paguem taxa de juros de mercado e menos de sua riqueza na forma de moeda. Já o risco não é um fator importante na demanda por moeda, pois, como os ativos que rendem juros têm valores de face fixados em moeda, um aumento inesperado dos preços reduziria o valor real desses ativos, da mesma forma que um aumento inesperado nos preços de bens e serviços pode reduzir o valor da moeda. Por fim, a liquidez é a maior vantagem da moeda, pois ela consiste na forma mais prática de liquidar os compromissos cotidianos.

Conforme Krugman e Obstfeld (2010), a demanda agregada por moeda real é afetada pela taxa de juros a um nível fixo de renda, Y . A curva de demanda agregada por moeda, $L(R, Y)$, é negativamente inclinada, porque uma queda na taxa de juros aumenta os saldos em moeda que cada família e empresa na economia desejam, conforme representado no gráfico 5.

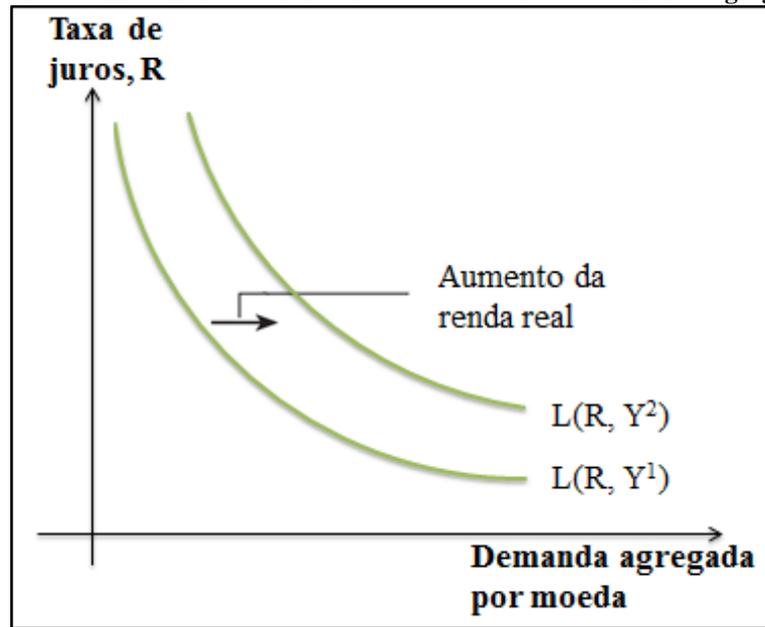
Gráfico 5: A demanda agregada por moeda e a taxa de juros



Fonte: Elaborado pelo autor, adaptado de Krugman e Obstfeld (2010).

A um dado nível de Produto Nacional Bruto (PNB) real, mudanças nas taxas de juros provocam movimentos sobre a curva $L(R, Y)$. Mudanças no PNB real, contudo, fazem com que a curva se desloque. O gráfico 6 mostra como um aumento no PNB real, de Y^1 para Y^2 , afeta a posição da demanda agregada por moeda. Como um aumento no PNB real eleva a demanda agregada por moeda a uma dada taxa de juros, a curva $L(R, Y^2)$ situa-se à direita de $L(R, Y^1)$, quando Y^2 é maior que Y^1 .

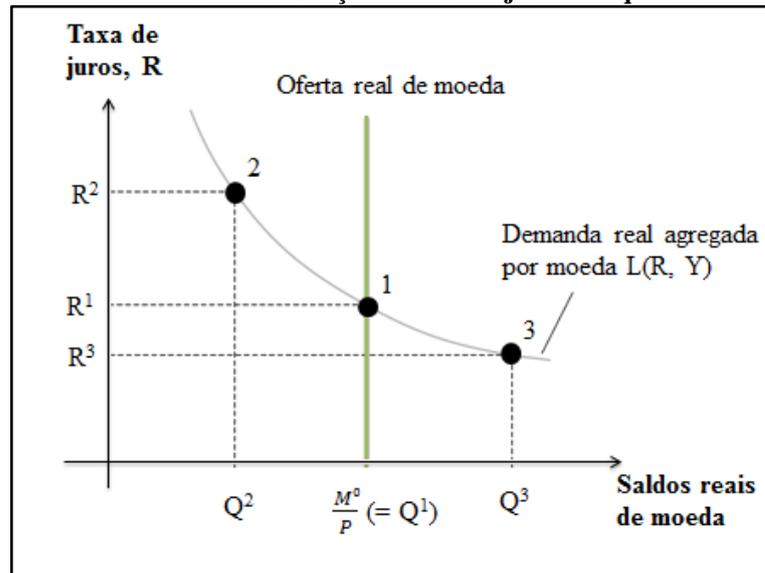
Gráfico 6: O efeito de um aumento da renda real sobre a curva de demanda agregada por moeda



Fonte: Elaborado pelo autor, adaptado de Krugman e Obstfeld (2010).

O mercado monetário está em equilíbrio, quando a oferta de moeda fixada pelo banco central equivale à demanda agregada por moeda. No gráfico 7, a curva de demanda agregada por moeda intercepta a curva de oferta de moeda real no ponto 1, produzindo uma taxa de juros de equilíbrio R^1 . A curva de oferta de moeda é vertical em M^0/P , porque M^0 é fixada pelo banco central, enquanto P está dado. Logo, percebe-se que o mercado sempre se move para uma taxa de juros na qual a oferta de moeda real seja igual à demanda agregada por moeda real. Se houver inicialmente um excesso de oferta de moeda, a taxa de juros diminuirá, enquanto, se houver inicialmente um excesso de demanda, a taxa de juros aumentará (KRUGMAN; OBSTFELD, 2010).

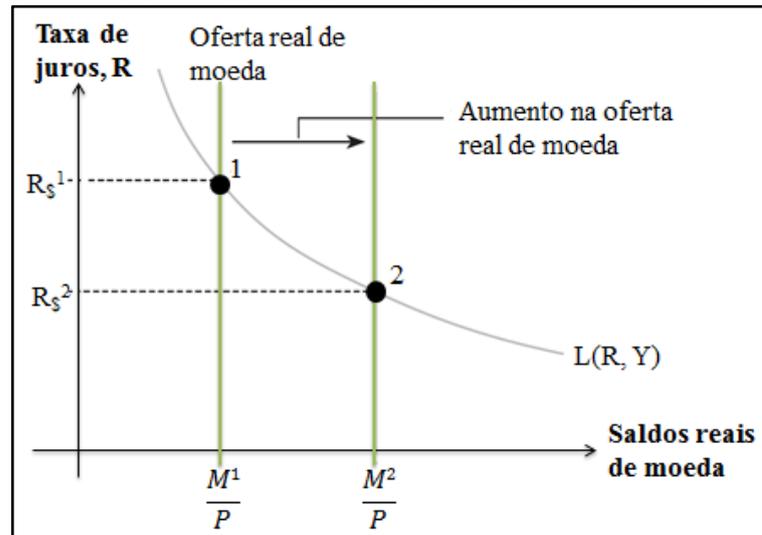
Gráfico 7: A determinação da taxa de juros de equilíbrio



Fonte: Elaborado pelo autor, adaptado de Krugman e Obstfeld (2010).

Dados os níveis de preços e produção, supondo que o mercado monetário esteja em equilíbrio no ponto 1, em que a oferta de moeda é representada por M^1 , a taxa por R^1 e P constante, um aumento da oferta de moeda para M^2 elevará a oferta de moeda real de M^1/P para M^2/P , conforme o gráfico 8. Desta forma, o ponto 2 será o novo equilíbrio e R^2 a nova taxa de juros, que estará mais baixa em relação ao ponto 1, induzindo as pessoas a reterem a maior oferta de moeda disponível. Desta forma, um aumento na oferta de moeda diminui a taxa de juros, enquanto uma queda na oferta de moeda eleva a taxa de juros, dados o nível de preços e a produção.

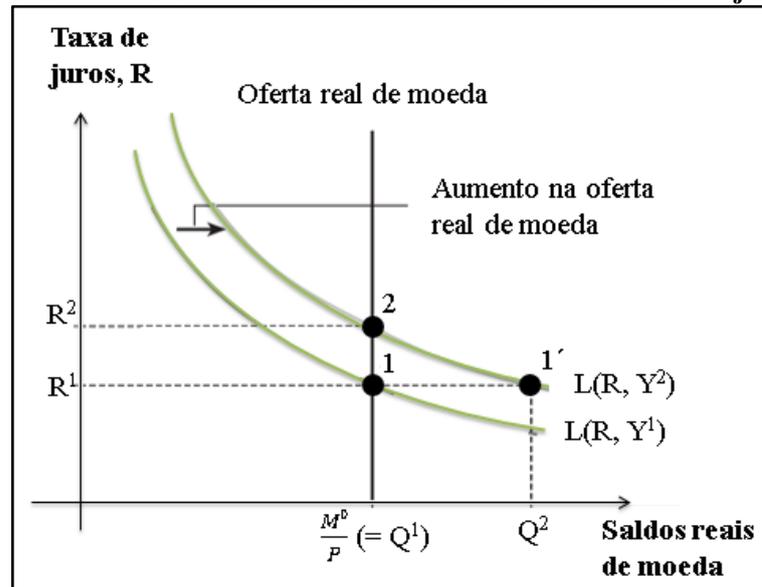
Gráfico 8: O efeito de um aumento da oferta de moeda sobre a taxa de juros



Fonte: Elaborado pelo autor, adaptado de Krugman e Obstfeld (2010).

Já no gráfico 9, é apresentado o efeito de um aumento no nível de produção, de Y^1 para Y^2 , sobre a taxa de juros, dada a oferta de moeda e o nível de preços. Um aumento na produção faz com que toda a curva de demanda agregada por moeda se desloque para a direita, afastando o equilíbrio do ponto 1. Na taxa de juros de equilíbrio R^1 , há um excesso de demanda por moeda igual a $Q^2 - Q^1$ (ponto 1'). Uma vez dada a oferta de moeda real, a taxa de juros aumenta até atingir o novo nível de equilíbrio no ponto 2. Desta forma, um aumento na produção real eleva a taxa de juros, enquanto uma queda na produção real diminui a taxa de juros, dado o nível de preços e a oferta de moeda.

Gráfico 9: O efeito de um aumento da renda real sobre a taxa de juros



Fonte: Elaborado pelo autor, adaptado de Krugman e Obstfeld (2010).

Neste contexto, Dornbusch, Fischer e Startz (2013) comentam que a compreensão do mercado monetário e das taxas de juros é importante por três razões, são elas: primeiro, a política monetária opera por meio do mercado monetário para afetar o produto e o emprego; segundo, uma política fiscal expansionista geralmente eleva as taxas de juros, atenuando o seu impacto expansionista; e, as alterações na taxa de juros possuem um efeito colateral importante, pois dela depende a composição da demanda agregada entre os gastos com investimento e gastos com consumo, por exemplo, taxas de juros mais altas amortecem a demanda agregada, especialmente por conta da redução do investimento.

Conforme Mishkin (2000), o mercado de títulos é especialmente importante para a atividade econômica, porque possibilita que corporações ou governos façam empréstimos para financiar as suas atividades e porque é ele que determina as taxas de juros. As taxas são importantes em diversos níveis. No nível pessoal, as taxas de juros altas poderiam impedi-lo de comprar uma casa ou um carro, porque o custo do financiamento seria alto. Por outro lado, taxas de juros altas poderiam incentivá-lo a poupar, porque você pode obter uma renda maior de juros colocando de lado parte de seus ganhos como poupança. Em um nível mais geral, as taxas de juros têm um impacto na saúde geral da economia, porque afetam não só a disposição dos consumidores a gastar ou poupar, mas também as decisões de investimentos dos empresários. Taxas de juros altas, por exemplo, podem fazer com que uma empresa adie a construção de novas instalações, que poderiam assegurar mais empregos.

A taxa de juros básica ou a taxa nominal de juros de curto prazo, no caso brasileiro, a taxa Selic, é o principal instrumento de política monetária. É por meio dela que se formam todas as outras taxas de juros da economia. Se aceitarmos que no curto prazo os preços são rígidos, um aumento da taxa de juros nominal eleva também a taxa de juros real, que, por sua vez, aumenta o custo do capital, diminuindo o investimento privado e o consumo de bens duráveis, além de reduzir a demanda agregada e afetar a inflação.

Neste contexto, Assaf Neto (2005) destaca que é importante compreender a atuação do BCB. O BCB é o principal órgão executivo e fiscalizador do Sistema Financeiro Nacional (SFN), responsável por direcionar e fiscalizar as políticas e normas traçadas pelo Conselho Monetário Nacional (CMN). É também responsabilidade do BCB executar a política monetária, ao exercer o controle dos meios de pagamento e executar o orçamento monetário.

A partir de 20 de junho de 1996, o BCB instituiu o Copom, com os objetivos explícitos de estabelecer as diretrizes da política monetária e definir a taxa de juros. Embora, ainda podendo ser considerado como uma célula do BCB, visto que, quando é feita uma análise sobre sua composição, fica claro que as suas decisões são uma extensão do pensamento do BCB, a criação de um organismo específico para tratar do rito da definição da taxa de juros teve como finalidade básica proporcionar maior transparência e ritual adequado ao processo decisório.

Os principais objetivos do Copom são: (i) estabelecer as diretrizes da política monetária e (ii) definir a meta para a taxa básica de juros no Brasil e seu eventual viés. Pautado nesses objetivos, o BCB busca, por meio de operações de mercado aberto, manter a taxa Selic diária próxima à meta. A taxa Selic, instrumento primário de política monetária do Copom, é a taxa de juros média que incide sobre os financiamentos diários com prazo de um dia útil (overnight), lastreados por títulos públicos registrados no Selic. O Copom estabelece a meta para a taxa Selic, e cabe à mesa de operações do mercado aberto do BCB manter a taxa Selic diária próxima à meta.

Neste contexto, observa-se que o Copom possui atuação no controle direto sobre os juros por meio da determinação da meta para a taxa Selic. Esta constitui o que se denomina de taxa referencial de juros, possuindo vital importância na economia, pois as taxas de juros cobradas pelo mercado são balizadas por ela.

Assaf Neto (2005) comenta que o Copom examina informações de três naturezas, quando avalia decisões para alterações nas taxas de juros, são elas: conjuntura, que consiste

em estudos sobre a atividade da economia, finanças públicas, índices gerais de preços, entre outros indicadores; mercado cambial, que viabiliza a avaliação do ambiente econômico externo, das reservas monetárias internacionais, etc.; e mercado financeiro, que inclui a liquidez do sistema bancário, comportamento das operações do mercado aberto, etc.

Carvalho et al. (2007) comenta que a Regra de Taylor tem sido usada como uma espécie de reação do BCB na determinação da taxa de juros de curto prazo. Serve, assim, como um guia operacional que os bancos centrais podem seguir no processo decisório de política monetária. Para adoção no Brasil, ela relaciona a taxa de juros de curto prazo a desvios da taxa de inflação esperada em relação à meta de inflação – permitindo uma suavização na taxa de juros – e, ainda, ao hiato do produto e aos movimentos da taxa de câmbio, sendo i_t = taxa de juros (Selic), estabelecida pelo Copom, $E_{t+j} \pi_{t+j}$ = expectativas inflacionárias, referente a algum período no futuro, $[\pi^*]_{t+j}$ = meta de inflação no ano, y_{t-1} = hiato do produto e $[\Delta e]_{t-1}$ = variação da taxa de câmbio nominal. Logo, propõe-se a seguinte equação:

$$i_t = \alpha_1 i_{t-1} + (1 - \alpha_1)[\alpha_0 + \alpha_2 (E_{t+j} \pi_{t+j} - \pi^*_{t+j}) + \alpha_3 y_{t-1} + \alpha_4 \Delta e_{t-1}]$$

3.2 Conceituação sobre o Mercado de Câmbio

Dornbusch, Fischer e Startz (2013) conceituam a taxa de câmbio como o preço da moeda estrangeira. Alguns países permitem que as suas taxas de câmbio flutuem, ou seja, o preço é determinado pela oferta e pela demanda, enquanto outros países fixam o valor de sua taxa de câmbio ao oferecerem trocar sua moeda pela moeda estrangeira a uma taxa fixa. Na prática, a maioria dos países intervém para controlar suas taxas de câmbio em alguns momentos, mas não em outros, de forma que as suas taxas de câmbio não sejam nem puramente fixas, nem puramente flutuantes.

Segundo Lanzana (2005), a política cambial e de comércio exterior corresponde às ações do governo que atingem diretamente as transações internacionais do país. Por meio da política cambial, o governo pode atuar no mercado de divisas de várias formas, dependendo da política que está sendo adotada, por exemplo, fixando o valor do câmbio ou mesmo determinando bandas para sua variação, bem como comprando e vendendo diretamente moeda estrangeira.

Carvalho et al. (2007) comenta que a partir de 1970, um grande número de países em desenvolvimento promoveu medidas de liberalização da conta de capitais de seus balanços de pagamentos. Em outras palavras, foram reduzidas ou removidas muitas das restrições à movimentação de capitais financeiros para dentro e para fora do país. O mecanismo criado pela liberalização financeira internacional ficou conhecido como o canal da taxa de câmbio.

Krugman e Obstfeld (2010) comentam que as taxas de câmbio desempenham um papel central no comércio internacional, porque nos permitem comparar os preços dos bens e serviços produzidos em diferentes países. Como a taxa de câmbio corresponde ao preço da moeda de um país em termos da moeda de outro, os princípios que governam o comportamento dos preços de outros ativos também governam o comportamento das taxas de câmbio.

Krugman e Obstfeld (2010) destacam que o mercado em que se dá o comércio de moeda internacional é denominado mercado de câmbio. Neste mercado, destacam-se os seguintes agentes como participantes: os bancos comerciais; as empresas que se envolvem com o comércio internacional; as instituições financeiras não bancárias, como as empresas de administração de ativos e as companhias de seguros; os bancos centrais; e os indivíduos, por exemplo, um turista que compra moeda estrangeira para uma viagem, porém estas transações em dinheiro representam uma fração insignificante das operações de câmbio.

Krugman e Obstfeld (2010) salientam ainda que as taxas de câmbio podem ser denominadas taxas de câmbio à vista e taxas de câmbio futuras. As taxas de câmbio à vista são aquelas em que as duas partes concordam com uma troca de depósitos bancários e efetivam o contrato imediatamente. Já as taxas de câmbio futuras são aquelas cotadas em transações com data futura, por exemplo, contratos de câmbio que especificam uma data de transação para 30 dias.

Mishkin (2000) salienta que o mercado de câmbio destaca-se na globalização financeira, pois é nele em que se dá a conversão de moedas de diferentes países, sendo ele útil na movimentação de fundos entre tais países. As transações efetuadas no mercado de câmbio determinam as taxas para câmbio de moedas, as quais por sua vez determinam o custo de se adquirir bens e ativos financeiros estrangeiros. As taxas de câmbio são importantes, porque elas afetam o preço relativo de bens nacionais e estrangeiros. Desta forma, quando a moeda de um país se valoriza, ou seja, o seu valor aumenta em relação a outras moedas, os produtos desse país no país estrangeiro se tornam mais caros, e os produtos estrangeiros nesse país se

tornam mais baratos, mantendo-se os preços nacionais constantes nos dois países. Ao contrário, quando a moeda de um país se desvaloriza, seus produtos no país estrangeiro se tornam mais baratos, e os produtos estrangeiros nesse país se tornam mais caros. Desta forma, permanecendo tudo o mais constante, uma apreciação da moeda de um país eleva o preço relativo de suas exportações e diminui o preço relativo de suas importações. Inversamente, uma depreciação diminui o preço relativo das exportações de um país e eleva o preço relativo de suas importações.

Frank e Bernanke (2012) comentam que a taxa de câmbio nominal para qualquer país é o número de unidades da moeda estrangeira que pode ser comprado por uma unidade nacional. A taxa de câmbio pode ser flexível, ou seja, ela varia livremente de acordo com a oferta e a demanda por moeda no mercado de câmbio internacional. Ou ainda, a taxa de câmbio pode ser fixa, em que o valor é estabelecido por uma política oficial de governo.

Assaf Neto (2005) pondera que uma taxa de câmbio é fixa, quando tem seu valor atrelado a um referencial fixo, por exemplo, ouro, dólar ou uma cesta de moedas de diversas economias. Deste modo, o valor da moeda passa a ser expresso em determinada quantidade desses padrões de maneira fixa. As taxas de câmbio fixas permitem maior nível de certeza ao comércio internacional, por revelarem, previamente, o valor futuro da moeda. No entanto, a manutenção desse padrão é mais arriscada aos governos, pois os obriga, em momentos de desequilíbrio, a gastarem elevadas somas de suas reservas cambiais para manter a cotação da moeda nacional. Por outro lado, o câmbio flexível, apesar de ser menos disciplinador, permite maior liberdade às economias na execução de suas políticas monetárias. Neste modelo, as taxas acompanham livremente as oscilações da economia, ajustando-se mediante alterações em seus valores. Desta forma, o equilíbrio de uma taxa de câmbio processa-se pela interação entre a oferta de divisas, em que se situam os agentes econômicos com disponibilidade de moeda estrangeira para conversão, e a demanda, em que estão aqueles que procuram divisas estrangeiras para efetuar pagamento no exterior.

Krugman e Obstfeld (2010) salientam que o mercado de câmbio está em equilíbrio, quando os depósitos em todas as moedas oferecem a mesma taxa de retorno esperada. A condição de que os retornos esperados dos depósitos em determinado par de moedas sejam iguais, quando medidos em uma mesma moeda, é denominada condição da paridade dos juros. Esta condição implica que os detentores potenciais de depósitos em moeda estrangeira

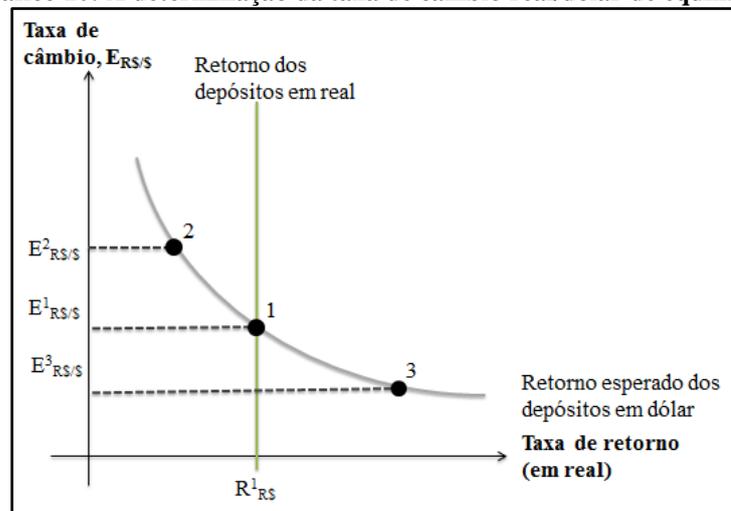
consideram esses depósitos ativos igualmente atraentes, desde que suas taxas de retorno esperadas sejam iguais.

Levich (2013) comenta que a relação da paridade da taxa de juros é um dos indicadores mais invocados da globalização financeira. Quando a paridade se mantém, os rendimentos abrangidos são idênticos sobre os ativos que são semelhantes em todos os aspectos importantes (como o risco e a liquidez) exceto a denominação da moeda.

Mishkin (2000) cita que uma das teorias mais proeminentes sobre a forma como são determinadas taxas de câmbio é a teoria da Paridade do Poder de Compra (PPC). Ela estabelece que as taxas de câmbio entre duas moedas quaisquer irão se ajustar para refletir mudanças nos níveis de preços dos dois países.

A taxa de câmbio de equilíbrio real/dólar, que será a adotada para as ilustrações a seguir, conforme adaptação dos estudos de Krugman e Obstfeld (2010), é a indicada pela interseção entre as duas curvas indicadas no gráfico 10, conforme pode ser observado no ponto $E^1_{R\$/\$}$.

Gráfico 10: A determinação da taxa de câmbio real/dólar de equilíbrio



Fonte: Elaborado pelo autor, adaptado de Krugman e Obstfeld (2010).

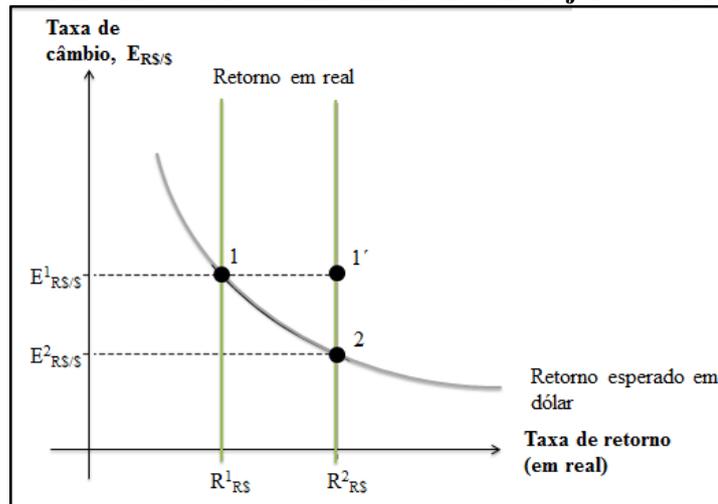
A essa taxa de câmbio, os retornos dos depósitos em real e em dólar são iguais. Assim, a condição da paridade dos juros, expressa pela equação a seguir, em que $R_{R\$}$ representa o retorno em real, $R_{\$}$ representa o retorno em dólar, $E^e_{R\$/\$}$ representa a taxa de câmbio real/dólar em equilíbrio e $E^1_{R\$/\$}$ representa a taxa de câmbio real/dólar no ponto 1, é satisfeita.

$$R_{R\$} = R_{\$} + (E^e_{R\$/\$} - E^1_{R\$/\$})/E^1_{R\$/\$}$$

Desta forma, percebe-se que a taxa de câmbio tende ao equilíbrio no ponto 1. Por exemplo, suponha que o ponto 2 seja a situação inicial, em que a taxa de câmbio é $E^2_{R\$/\$}$. A curva negativamente inclinada que mede o retorno esperado em dólar nos indica que a taxa de retorno dos depósitos em dólar neste ponto é menor do que a taxa de retorno dos depósitos em real. Nessa condição, qualquer um que mantém depósitos em dólar deseja vendê-los em troca dos depósitos em real, pois este é mais lucrativo. Desta forma, o mercado de câmbio não está em equilíbrio, porque os participantes não estão dispostos a manter depósitos em dólar. Quando os proprietários de depósitos em dólar tentam trocá-los por depósitos em real, não conseguem, pois os detentores de depósitos em dólar não estão dispostos a trocar por real à taxa de câmbio $E^2_{R\$/\$}$. Para que os detentores de depósito em real sintam-se interessados pelo dólar, eles terão de receber um preço melhor pelos depósitos em real em relação ao dólar, logo a taxa de câmbio real/dólar cai para $E^1_{R\$/\$}$, ou seja, o dólar se torna mais barato em relação ao real. Assim, o mercado de câmbio estará em equilíbrio, pois os depósitos em dólar e em real oferecerão retornos iguais e os detentores de depósitos em dólar não se sentirão mais motivados a trocá-los por real. A situação contrária ocorre a partir do ponto 3, que apresenta uma taxa de câmbio $E^3_{R\$/\$}$. Nesta situação, o retorno dos depósitos em dólar é maior do que o dos depósitos em real, logo há um excesso de oferta de real. Como os detentores de depósitos em real fazem ofertas pelos depósitos em dólar, mais atraente neste momento, o preço do dólar em relação ao real tende a aumentar, ou seja, o real tende a se depreciar em relação ao dólar. Quando a taxa de câmbio alcançar $E^1_{R\$/\$}$, as taxas de retorno serão iguais entre o real e o dólar e o mercado alcançará o equilíbrio.

Tendo em vista que as taxas de câmbio são determinadas pela paridade de juros, Krugman e Obstfeld (2010) examinam como as taxas de câmbio correntes são afetadas por mudanças nas taxas de juros. Aplicando a teoria no caso brasileiro, por exemplo, um aumento na taxa de juros oferecidas por depósitos em real, expressa pelo deslocamento para a direita da curva vertical de depósitos em real, de $R^1_{R\$}$ para $R^2_{R\$}$, faz com que o real se aprecie, em um montante igual à distância entre os pontos 1 e 1', logo a taxa de câmbio real/dólar passa de $E^1_{R\$/\$}$ (ponto 1) para $E^2_{R\$/\$}$ (ponto 2), conforme o gráfico 11.

Gráfico 11: O efeito de um aumento na taxa de juros do real

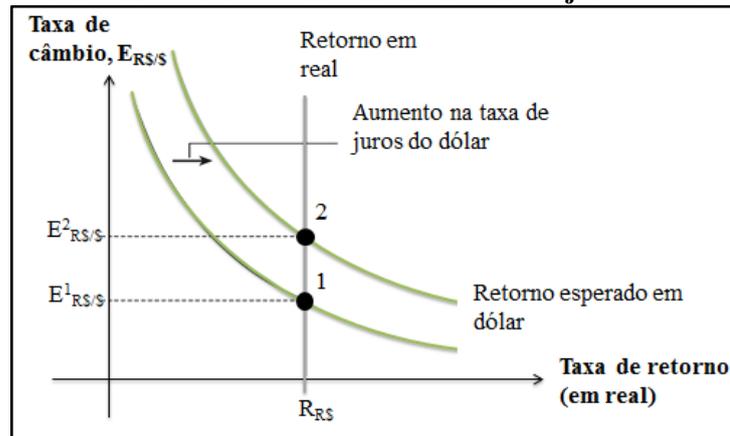


Fonte: Elaborado pelo autor, adaptado de Krugman e Obstfeld (2010).

Como não ocorreu nenhuma mudança na taxa de juros do dólar ou na taxa de câmbio futura esperada, a apreciação do real hoje eleva o retorno esperado em real dos depósitos em dólar, ao aumentar a taxa à qual se espera que o real se deprecie no futuro.

Já um aumento na taxa de juros paga por depósitos em dólar faz com que a curva negativamente inclinada, que mede o retorno esperado em real dos depósitos em dólar, se desloque para a direita. À taxa de câmbio inicial $E^1_{R\$/\$}$, a taxa de depreciação esperada do real é igual àquela de antes da elevação do retorno dos depósitos em dólar, de modo que o retorno esperado dos depósitos em dólar agora exceda o retorno esperado dos depósitos em real. Assim, o real se deprecia, conforme expresso pela elevação da taxa de câmbio real/dólar de $E^1_{R\$/\$}$ (ponto 1) para $E^2_{R\$/\$}$ (ponto 2) no gráfico 12, a fim de eliminar o excesso de oferta de ativos em real no ponto 1. Desta forma, uma elevação nas taxas de juros norte americana acarreta a depreciação do real em relação ao dólar.

Gráfico 12: O efeito de um aumento na taxa de juros do dólar



Fonte: Elaborado pelo autor, adaptado de Krugman e Obstfeld (2010).

Deste modo, Krugman e Obstfeld (2010) destacam que, permanecendo tudo o mais constante, um aumento nos juros pagos pelos depósitos em uma moeda faz com que essa moeda se aprecie em relação às moedas estrangeiras. Se o preço sobe devido a um aumento na demanda por dólares, dizemos que correu uma desvalorização do real frente ao dólar. Desta forma, precisa-se de mais reais para comprar a mesma quantidade de dólares. No entanto, se o preço desce devido a um aumento da oferta de dólares, dizemos que ocorreu uma valorização do real frente ao dólar, ou seja, menos reais serão necessários para comprar a mesma quantidade de dólares.

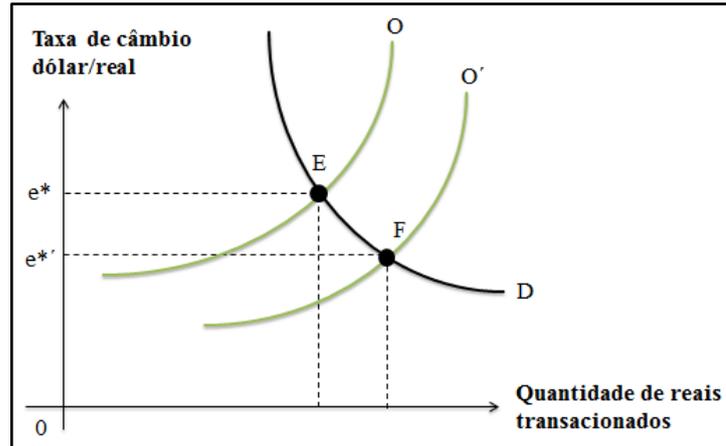
Nesse contexto, Mishkin (2000) comenta que as taxas de câmbio desempenham um papel maior na realização de política monetária. Se um banco central não quer ver o valor de sua moeda cair, ele poderá adotar uma política monetária mais restritiva reduzindo a oferta de moeda para elevar a taxa de juros doméstica e, portanto, fortalecendo sua moeda. Da mesma forma, a indústria nacional pode sofrer consequências de um aumento de concorrência estrangeira e pode pressionar o banco central a aumentar a taxa de crescimento da oferta monetária para diminuir a taxa de câmbio.

3.3 Interação do Mercado Monetário e do Mercado de Câmbio

Frank e Bernanke (2012) destacam que dos muitos fatores que poderiam influenciar a taxa de câmbio de um país, a política monetária do banco central de uma nação é um dos mais importantes. A política monetária afeta a taxa de câmbio principalmente por meio do seu efeito na taxa de juros real. Por exemplo, um aumento da demanda brasileira por telefones

celulares norte-americanos força os brasileiros a ofertar mais reais no mercado de câmbio internacional para adquirir dólares necessários para a compra dos telefones norte-americanos. Desta forma, a curva de oferta de reais desloca-se de O para O' , diminuindo o valor do real frente ao dólar. Neste contexto, o valor de equilíbrio de mercado da taxa de câmbio cai de e^* para $e^{*'}$, conforme exemplificado no gráfico 13.

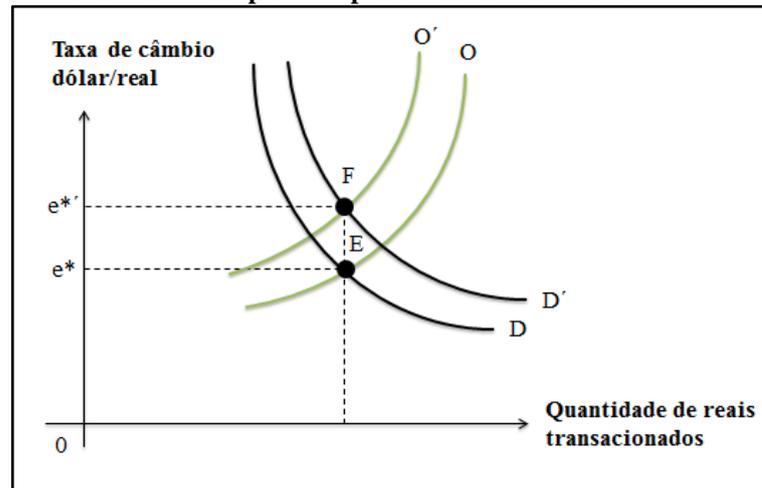
Gráfico 13: Um aumento na oferta de reais diminui o valor do real



Fonte: Elaborado pelo autor, adaptado de Frank e Bernanke (2012).

Por outro lado, Frank e Bernanke (2012) explicam o efeito de uma política monetária. Neste contexto, uma política monetária apertada no Brasil aumenta a taxa de juros real, elevando a demanda dos norte-americanos e poupadores brasileiros por ativos em real. O aumento da demanda dos norte-americanos por ativos brasileiros eleva a demanda por real, deslocando a curva de demanda para a direita, de D para D' . Ao mesmo tempo, um aumento da demanda dos poupadores brasileiros por ativos em real diminui a oferta de reais, deslocando a curva de oferta para a esquerda. Logo, a taxa de câmbio é apreciada, de e^* para $e^{*'}$, conforme o gráfico 14.

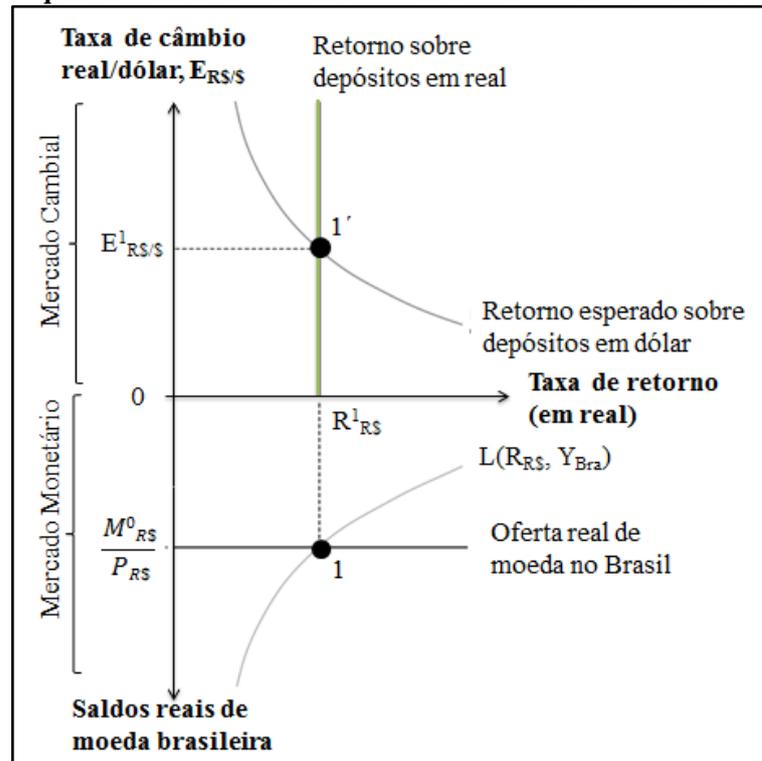
Gráfico 14: Um aperto da política monetária fortalece o real



Fonte: Elaborado pelo autor, adaptado de Frank e Bernanke (2012).

Na mesma linha, Krugman e Obstfeld (2010) comentam que um aumento na oferta de moeda de um país faz com que sua moeda se deprecie no mercado de câmbio, enquanto uma diminuição na oferta dessa moeda faz com que ela se aprecie. Para entender essa relação de causa e efeito, é importante combinar dois diagramas aqui já abordados. O primeiro diagrama já apresentado no gráfico 10 (Determinação da taxa de câmbio real/dólar de equilíbrio) mostra o equilíbrio no mercado de câmbio e como ele é determinado, dadas as taxas de juros e as expectativas quanto às taxas de câmbio futuras. Conforme exposto no gráfico 15, a taxa de juros do real, $R^1_{R\$}$, que é determinada no mercado monetário, define a curva vertical. A curva do retorno esperado em dólar é negativamente inclinada por causa do efeito das mudanças na taxa de câmbio corrente sobre as expectativas de depreciação futura, ou seja, um fortalecimento do real hoje (expresso pela queda em $E_{R\$/\$}$) em relação a seu nível futuro esperado dado torna os depósitos em dólar mais atraentes, levando as pessoas a prever uma depreciação maior do real no futuro. Essa curva mostra o retorno esperado dos depósitos em dólar medido em real. Na intersecção das duas curvas, ponto 1', as taxas de retorno esperadas dos depósitos em real e em dólar são iguais, logo percebe-se a paridade dos juros satisfeitas. Desta forma, $E^1_{R\$/\$}$ é a taxa de câmbio de equilíbrio. No diagrama inferior, o equilíbrio do mercado monetário, conforme já representado no gráfico 7 (Determinação da taxa de juros de equilíbrio), se dá no ponto 1, em que a taxa de juros em real induz as pessoas a demandar saldos reais iguais à oferta de moeda real do Brasil, M^0_{Bra}/P_{Bra} .

Gráfico 15: O equilíbrio simultâneo no mercado monetário do Brasil e no mercado de câmbio

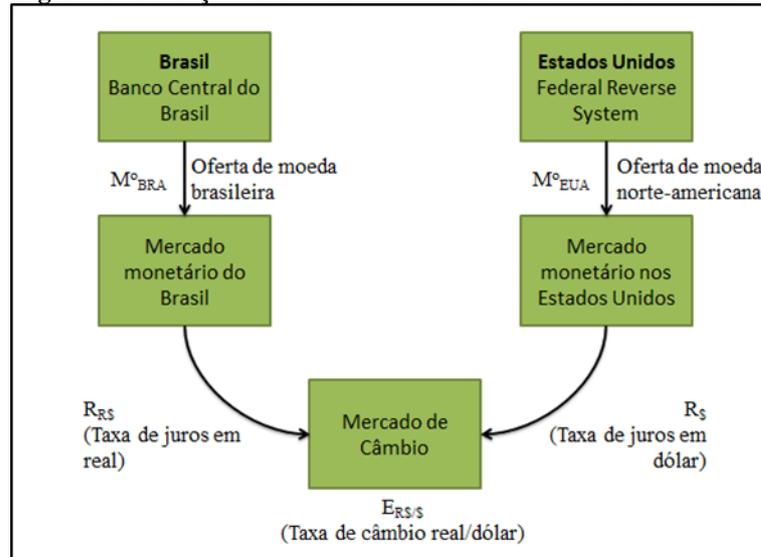


Fonte: Elaborado pelo autor, adaptado de Krugman e Obstfeld (2010).

Desta forma, o gráfico 15 enfatiza a relação entre o mercado monetário brasileiro (parte inferior) e o mercado de câmbio (parte superior). O mercado monetário brasileiro determina a taxa de juros do real, que por sua vez afeta a taxa de câmbio que mantém a paridade de juros.

Por meio dos estudos de Krugman e Obstfeld (2010), na figura 1 podem ser destacados os efeitos sobre a taxa de câmbio das ações de política monetária do BCB e do Federal Reserve System (FED), por exemplo. Supondo que o BCB e o FED determinam as ofertas de moeda do Brasil e dos Estados Unidos, M_{Bra}^0 e M_{EUA}^0 , dados os níveis de preços e as rendas nacionais brasileira e norte-americana, o equilíbrio nos mercados monetários nacionais leva às taxas de juros do real e do dólar, R_{RS} e $R_{\$}$, respectivamente. Logo, essas taxas de juros alimentam o mercado de câmbio, em que a taxa corrente $E_{RS/\$}$ é determinada pela condição da paridade dos juros, dadas as expectativas quanto à taxa de câmbio real/dólar futura.

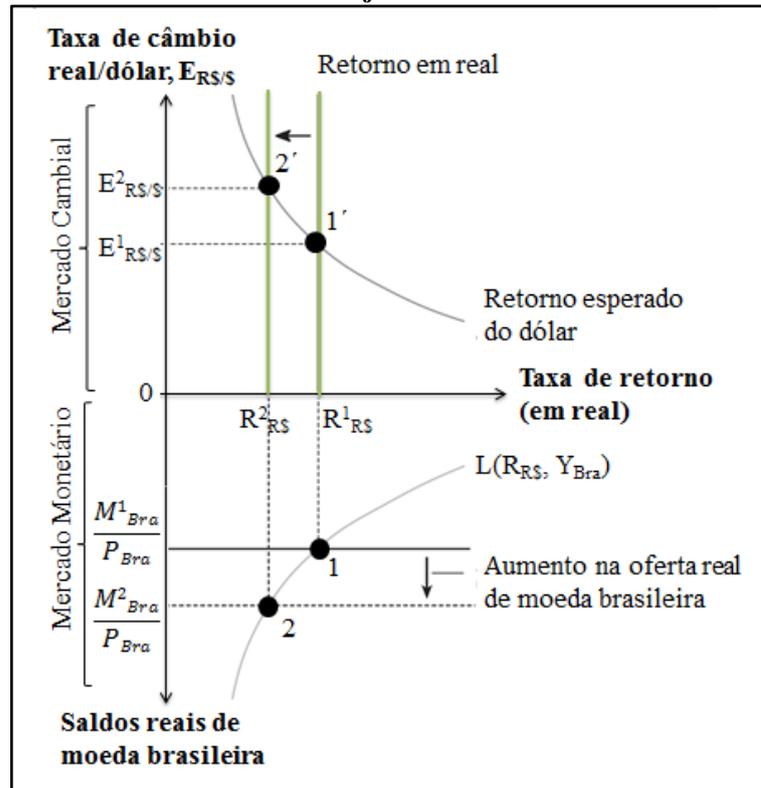
Figura 1: A relação entre o mercado monetário e a taxa de câmbio



Fonte: Elaborado pelo autor, adaptado de Krugman e Obstfeld (2010).

No gráfico 16, são aprofundados os efeitos da manutenção das taxas de juros na taxa de câmbio, mantendo a aplicação da teoria em questão sobre o caso brasileiro. Krugman e Obstfeld (2010) destacam que, com a oferta de moeda inicial, o mercado monetário encontra o equilíbrio no ponto 1 a uma taxa de juros $R^1_{R\$}$, enquanto o mercado de câmbio está em equilíbrio no ponto 1' com a taxa de câmbio igual a $E^1_{R\$/\$}$. Neste cenário, se ocorrer um aumento na oferta real de moeda brasileira de $M^1_{R\$}$ para $M^2_{R\$}$, primeiro, dada a taxa de juros inicial $R^1_{R\$}$, há um excesso de oferta de moeda no mercado monetário brasileiro, de modo que a taxa de juros do real cai para $R^2_{R\$}$, à medida que o mercado monetário atinge a sua nova posição de equilíbrio no ponto 2. Em um segundo momento, dada a taxa de câmbio inicial $E^1_{R\$/\$}$ e a nova taxa de juros do real mais baixa, $R^2_{R\$}$, o retorno esperado dos depósitos em dólar é maior do que o dos depósitos em real, logo os detentores dos depósitos em real tentarão vendê-los em troca de depósitos em dólar, momentaneamente mais atraente. Desta forma, o real se depreciará para $E^2_{R\$/\$}$, à medida que os detentores dos depósitos em real fazem lances por depósitos em dólar. O mercado de câmbio encontra o equilíbrio no ponto 2', pois a mudança na taxa de câmbio para $E^2_{R\$/\$}$ causa uma queda na taxa de depreciação futura esperada do real suficiente para compensar a queda de juros do real.

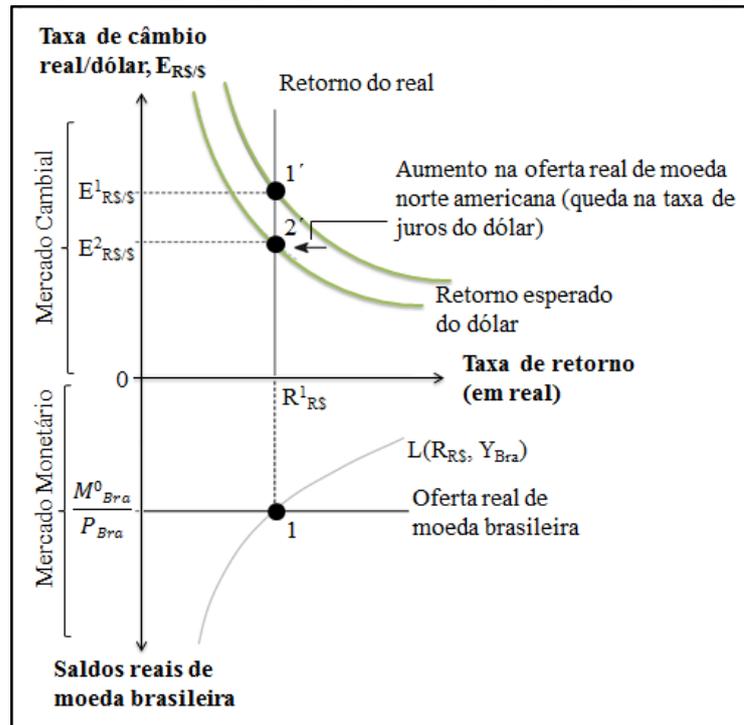
Gráfico 16: O efeito de um aumento na oferta de moeda do Brasil sobre a taxa de câmbio real/dólar e a taxa de juros do real



Fonte: Elaborado pelo autor, adaptado de Krugman e Obstfeld (2010).

Já um aumento na oferta de dólar, dado que o mercado monetário no Brasil está em equilíbrio no ponto 1 e o mercado de câmbio está em equilíbrio no ponto 1', a uma taxa de câmbio $E^1_{R\$/\$}$, diminui $R_{\$}$, deslocando para a esquerda a curva que relaciona o retorno esperado dos depósitos em dólar à taxa de câmbio, conforme evidenciado no gráfico 17. Logo, o equilíbrio no mercado de câmbio é restaurado no ponto 2', a uma taxa de câmbio $E^2_{R\$/\$}$.

Gráfico 17: O efeito de um aumento na oferta de dólar sobre a taxa de câmbio real/dólar



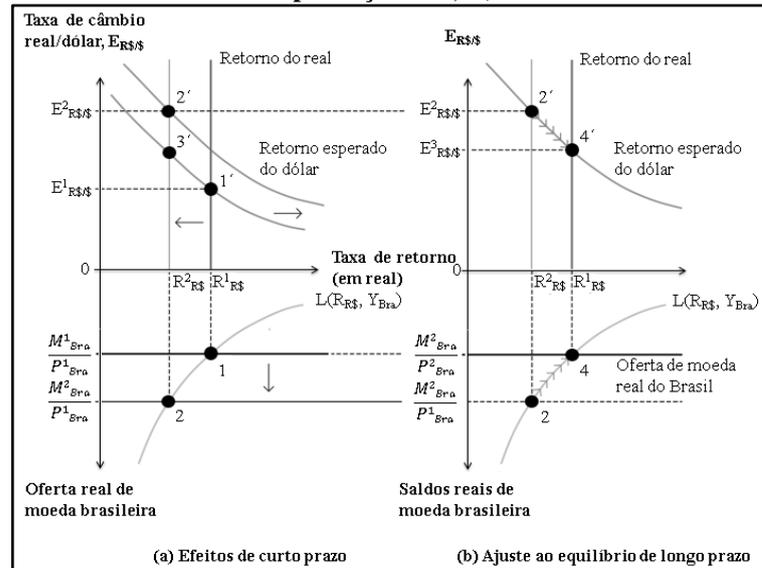
Fonte: Elaborado pelo autor, adaptado de Krugman e Obstfeld (2010).

Desta forma, Krugman e Obstfeld (2010) reforçam que um aumento na oferta de moeda de um país faz com que a sua moeda se deprecie no mercado de câmbio. Ao mesmo tempo, uma redução na oferta de moeda de um país faz com que a sua moeda se aprecie no mercado de câmbio. Já o aumento da moeda norte-americana faz com que o dólar se deprecie em relação ao real, da mesma forma que uma queda na oferta de moeda dos Estados Unidos faz com que o dólar se aprecie em relação ao real. No entanto, a mudança na oferta de moeda nos Estados Unidos não afeta o equilíbrio do mercado monetário do Brasil, que permanece no ponto 1.

Analisando esta situação com mudanças permanentes na oferta de moeda, percebe-se que os efeitos sobre o câmbio são diferentes no curto e no longo prazo. Por exemplo, suponha que a economia tenha todas as variáveis em seus níveis de longo prazo e a produção se mantém constante, na medida em que a economia se ajusta à mudança na oferta de moeda. Observando o gráfico 18, percebe-se que à esquerda, efeitos de curto prazo, o ponto de partida indica que o nível de preços do Brasil é dado por P^1_{RS} . Um aumento na oferta de moeda nominal, de M^1_{RS} para M^2_{RS} , eleva a oferta de moeda real de M^1_{RS}/P^1_{RS} para M^2_{RS}/P^1_{RS} , no curto prazo, diminuindo a taxa de juros de R^1_{RS} para R^2_{RS} . Nesta situação, o real se deprecia em relação ao dólar, movendo-se de uma taxa de câmbio $E^1_{RS/\$}$ para $E^2_{RS/\$}$. Logo, percebe-se

que a depreciação do real é maior do que seria se a taxa de câmbio real/dólar futura esperada permanecesse fixa, como poderia ocorrer se o aumento da oferta de moeda fosse temporário em vez de permanente. Se a expectativa $E_{\text{R}\$/\e não mudasse, o novo equilíbrio de curto prazo seria alcançado no ponto 3', e não no ponto 2'.

Gráfico 18: O efeito de curto prazo e de longo prazo de um aumento na oferta de moeda do Brasil (dada a produção real, Y)



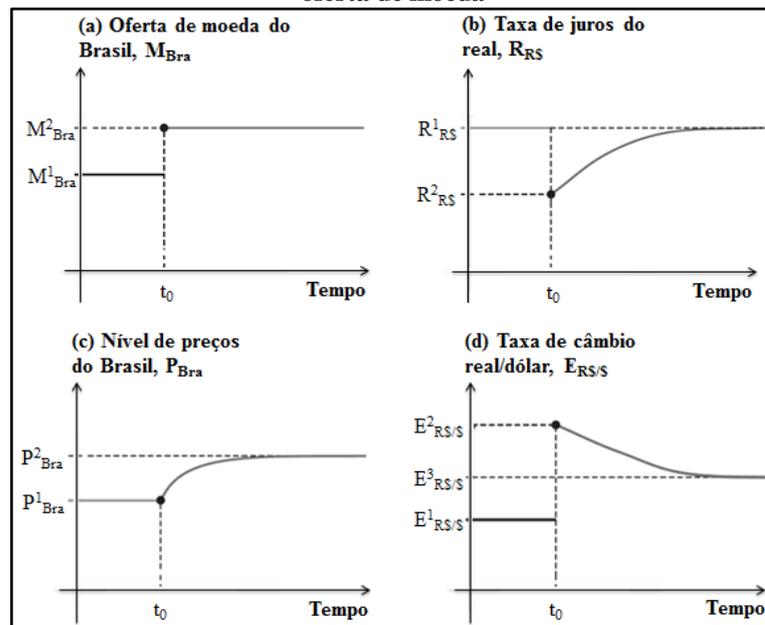
Fonte: Elaborado pelo autor, adaptado de Krugman e Obstfeld (2010).

Ao lado direito, é demonstrado como a taxa de juros e a taxa de câmbio se comportam, à medida que o nível de preços se eleva durante o ajuste da economia até seu equilíbrio de longo prazo. O nível de preços começa a aumentar do nível inicial $P^1_{\text{R}\$}$ até atingir $P^2_{\text{R}\$}$. Como o aumento de longo prazo no nível de preços deve ser proporcional ao aumento na oferta de moeda, a oferta de moeda real final, $M^2_{\text{R}\$}/P^2_{\text{R}\$}$, é igual à oferta de moeda real inicial, $M^1_{\text{R}\$}/P^1_{\text{R}\$}$. Como a produção é dada e a oferta de moeda real voltou a seu nível original, a taxa de juros de equilíbrio deve ser novamente igual a $R^1_{\text{R}\$}$ no longo prazo, ponto 4. Logo, a taxa de juros aumenta de $R^2_{\text{R}\$}$ (ponto 2) para $R^1_{\text{R}\$}$ (ponto 4), conforme o nível de preços aumenta de $P^1_{\text{R}\$}$ para $P^2_{\text{R}\$}$. Além disso, pode se perceber os efeitos do aumento da taxa de juros do Brasil sobre a taxa de câmbio, pois o real se aprecia em relação ao dólar no processo de ajuste. Se as expectativas quanto à taxa de câmbio não mudam ainda mais durante o processo de ajuste, o mercado de câmbio se move para a sua posição de longo prazo. O caminho do mercado é exatamente o caminho traçado pela curva vertical da taxa de juros do real, à medida que ela se move para a direita por causa da elevação gradual do nível

de preços. No longo prazo (ponto 4'), a taxa de câmbio de equilíbrio $E^3_{R\$/\$}$ é maior do que no equilíbrio original, ponto 1'. Assim como o nível de preços, a taxa de câmbio real/dólar aumenta de maneira proporcional ao aumento na oferta de moeda.

No gráfico 19, com base nos estudos de Krugman e Obstfeld (2010), são apresentadas as trajetórias temporais da taxa de juros do real, do nível de preços do Brasil e da taxa de câmbio real/dólar, após a oferta de moeda aumentar. Após a oferta de moeda aumentar em t_0 no painel (a), a taxa de juros (painel (b)), o nível de preços (painel (c)) e a taxa de câmbio (painel (d)) se movem para os seus níveis de longo prazo. Conforme demonstrado no painel (d) pelo salto inicial de $E^1_{R\$/\$}$ para $E^2_{R\$/\$}$, a taxa de câmbio ultrapassa seu nível de longo prazo, $E^3_{R\$/\$}$, no curto prazo.

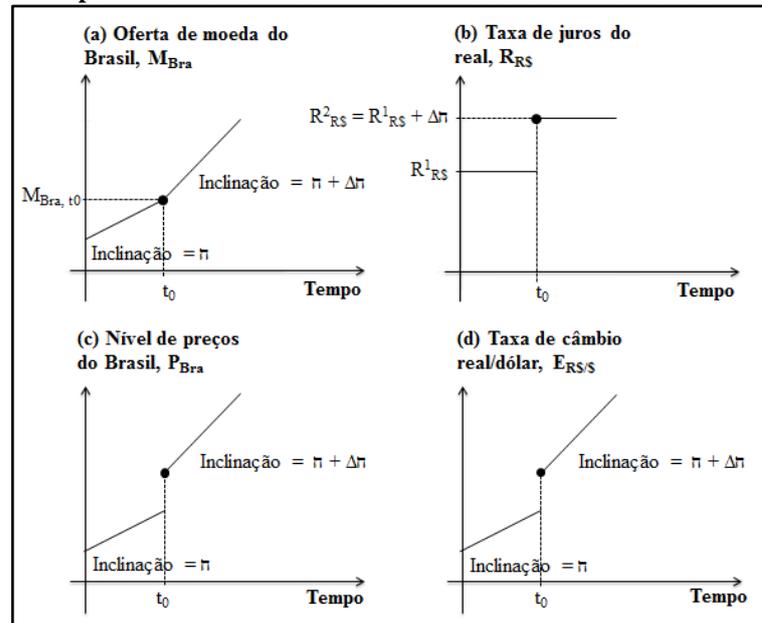
Gráfico 19: As trajetórias temporais das variáveis econômicas do Brasil após um aumento permanente na oferta de moeda



Fonte: Elaborado pelo autor, adaptado de Krugman e Obstfeld (2010).

Já as trajetórias temporais de longo prazo das variáveis econômicas, após um aumento permanente na taxa de crescimento da oferta de moeda, estão refletidas no gráfico 20.

Gráfico 20: As trajetórias temporais de longo prazo das variáveis econômicas do Brasil após um aumento permanente na taxa de crescimento da oferta de moeda



Fonte: Elaborado pelo autor, adaptado de Krugman e Obstfeld (2010).

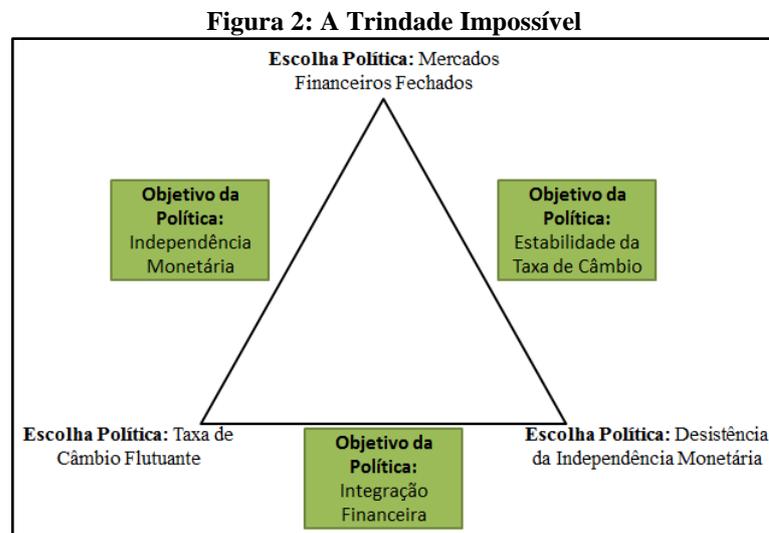
Logo, percebe-se que, após a taxa de crescimento da oferta de moeda ter aumentado em t_0 no painel (a), a taxa de juros no painel (b), o nível de preços no painel (c) e a taxa de câmbio no painel (d) movem-se rumo a novas trajetórias de equilíbrio de longo prazo. Krugman e Obstfeld (2010) medem a oferta de moeda, o nível de preços e a taxa de câmbio em uma escala em logaritmo natural, fazendo com que as variáveis que mudam a taxas proporcionais constantes apareçam como linhas retas, quando desenhadas em relação ao tempo. A declividade da linha é igual à taxa de crescimento proporcional da variável.

4 TRINDADE IMPOSSÍVEL

Nesta quarta parte, será conceituada a Trindade Impossível, além de uma breve explanação sobre o modelo IS-LM. Com isso, será apresentado o modelo Mundell-Fleming.

4.1 Conceituação sobre a Trindade Impossível

Aizenman (2013) cita em seu estudo que a questão da globalização financeira e a abertura estão intimamente relacionadas com o câmbio e a política monetária. A essência dessa relação foi desenvolvida na década de 1960 por Mundell e Fleming como a "Trindade Impossível" ou "Política Trilema". A Trindade Impossível considera que um país só pode atingir dois de três objetivos: a integração financeira, a estabilidade da taxa de câmbio e a independência monetária. A Trindade Impossível é ilustrada na figura 2, em que cada um dos três lados do triângulo representa um objetivo da política econômica. Entretanto, não é possível ter os três lados do triângulo ao mesmo tempo.



Desta forma, um país pode fechar os mercados financeiros, logo, conforme evidência no vértice superior do triângulo, tal país será capaz de conduzir a política monetária autônoma e ter uma taxa de câmbio fixa. Ainda, o país pode ter um regime de taxa de câmbio flutuante em associação com a política monetária independente e a integração financeira, conforme evidenciado pelo vértice esquerdo do triângulo. Ou, finalmente, ele pode desistir da política

monetária e prosseguir com a estabilidade da taxa de câmbio e a integração financeira, conforme evidenciado pelo vértice direito.

Dornbusch, Fischer e Startz (2013) comentam que com câmbio fixo e mobilidade perfeita de capitais, um país não pode perseguir uma política monetária independente. As taxas de juros não podem desalinhar das taxas vigentes no mercado mundial. Qualquer tentativa de uma política monetária independente conduz a fluxos de capitais e a uma necessidade de intervir até que as taxas de juros se alinhem novamente com as do mercado mundial.

Já no câmbio totalmente flexível, a ausência de intervenção implica em um balanço de pagamentos igual a zero. Qualquer déficit em conta corrente deve ser financiado por fluxos de entrada de capitais privados; um superávit em conta corrente é equilibrado por fluxos de saídas de capitais. Os ajustes na taxa de câmbio asseguram que a soma das contas correntes e de capitais seja zero (Dornbusch, Fischer e Startz, 2013).

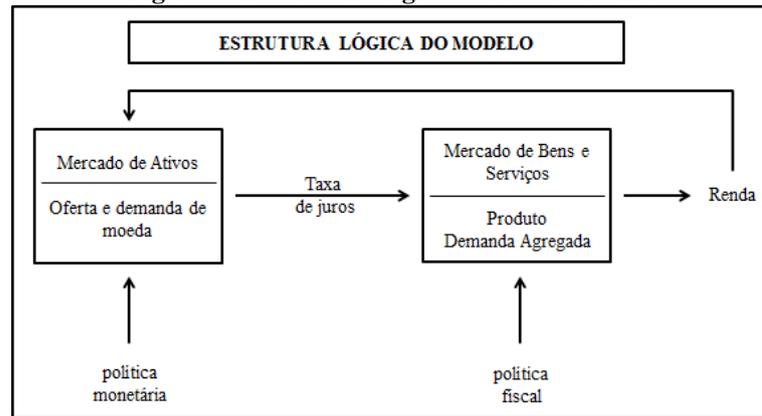
Kamin (2013) comenta que a última década testemunhou forte progresso em direção à globalização da economia, ou seja, a integração internacional dos mercados de bens, trabalho e capital. Como movimentos em condições econômicas e financeiras ao redor do mundo parecem estar a tornar-se cada vez mais intimamente ligados, as questões são colocadas sobre se bancos centrais individuais estão perdendo sua capacidade de garantir de forma independente preços estáveis e crescimento econômico sustentável em suas economias nacionais.

No entanto, para entender a derivação da Trindade Impossível, é importante entender o contexto de sua extensão de economia aberta, em que foi aprofundado o modelo Neo-Keynesiano IS-LM.

4.2 Modelo IS-LM

Lopes e Vasconcellos (2008) comentam que o modelo IS-LM (também conhecido como Análise Hicks-Hansen) trata-se de um modelo de equações simultâneas, conforme a estrutura lógica do modelo apresentada na figura 3.

Figura 3: A estrutura lógica do Modelo IS-LM



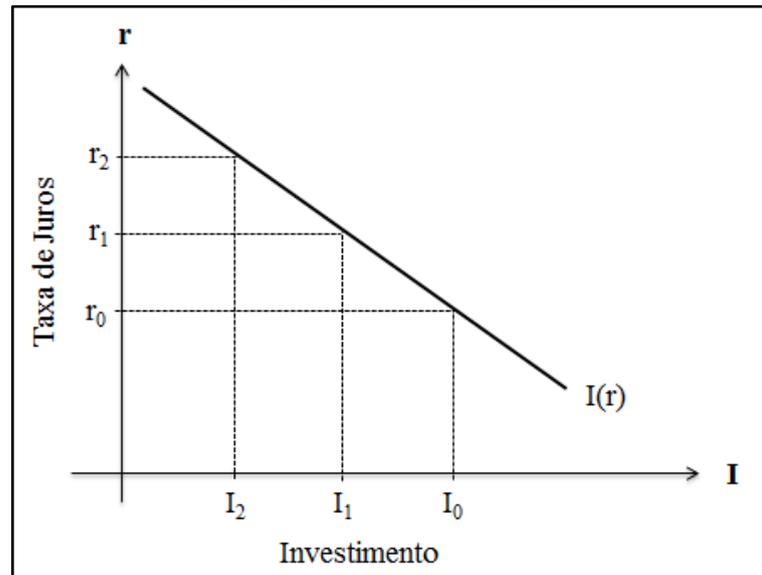
Fonte: Elaborado pelo autor, baseado em Lopes e Vasconcellos (2008).

Lopes e Vasconcellos (2008) observam que de acordo com essa estrutura, o mercado de ativos representado pela oferta e demanda de moeda determina a taxa de juros. Neste contexto, o investimento agregado é afetado pela taxa de juros. Assim, a taxa de juros, determinada no mercado de ativos, afeta a demanda agregada por meio dos investimentos, e, portanto, o nível do produto da economia. A renda, por sua vez, também influi no mercado de ativos, por meio da demanda de moeda que afeta a determinação da taxa de juros. Percebemos que se trata de um sistema de determinação simultânea, tomando-se como variáveis exógenas no modelo a política monetária (oferta de moeda), a política fiscal (impostos e gastos públicos) e o nível de preços, que é considerado constante. Desta forma, a interligação entre o lado real e o lado monetário é feita basicamente por meio da taxa de juros.

Lopes e Vasconcellos (2008) comentam que a curva IS (do inglês *Investment-Saving*) mostra as condições de equilíbrio no mercado de bens, isto é, os pontos em que a oferta agregada iguala-se à demanda agregada de bens e serviços. A taxa de juros é acrescentada como variável para explicar o investimento. Logo, dada uma eficiência marginal do capital, o investimento varia inversamente à taxa de juros.

Froyen (2002) aborda essa relação da seguinte forma: dadas as taxas de juros r_0 , r_1 e r_2 , os níveis de investimento serão I_0 , I_1 e I_2 , conforme apresentado no gráfico 21.

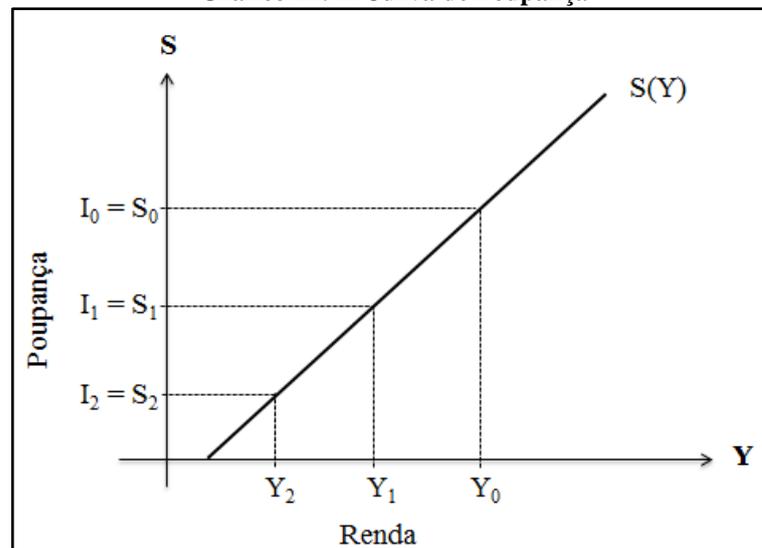
Gráfico 21: A Curva de Investimento



Fonte: Elaborado pelo autor, baseado em Froyen (2002).

Para gerar níveis de poupança S_0 , S_1 e S_2 iguais a esses níveis de investimento, a renda deve estar em Y_0 , Y_1 e Y_2 , respectivamente, conforme apresentado no gráfico 22.

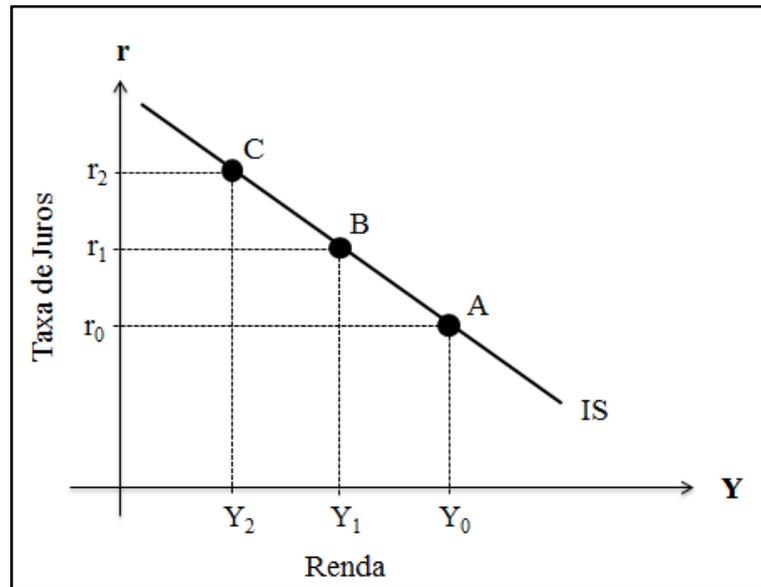
Gráfico 22: A Curva de Poupança



Fonte: Elaborado pelo autor, baseado em Froyen (2002).

Portanto, as combinações da taxa de juros e da renda (r_0, Y_0) , (r_1, Y_1) e (r_2, Y_2) são os pontos (A, B, C) ao longo da curva IS, representados a seguir.

Gráfico 23: A Curva IS

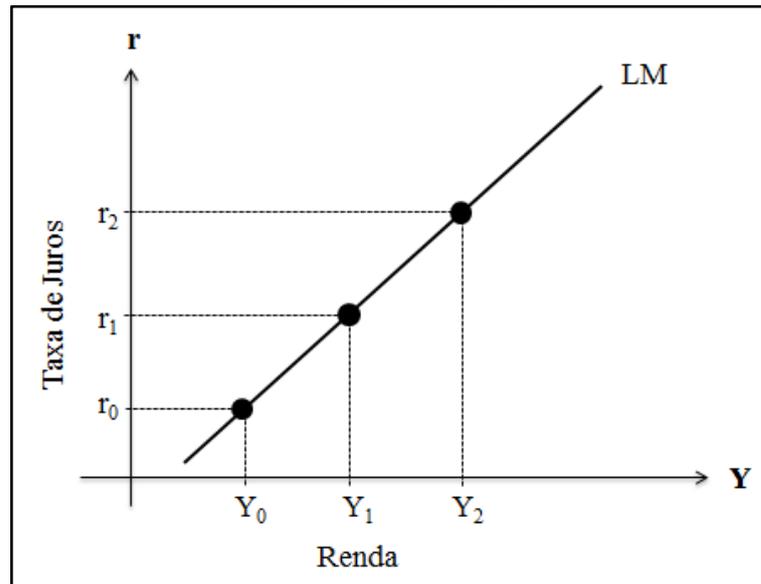


Fonte: Elaborado pelo autor, baseado em Froyen (2002).

A inclinação da curva IS depende essencialmente de dois fatores, a sensibilidade do investimento em relação à taxa de juros e a propensão marginal a consumir (ou o multiplicador de gastos). Sobre a sensibilidade do investimento em relação à taxa de juros, quanto maior a elasticidade do investimento em relação à taxa de juros, mais horizontal será a curva IS, isto é, menor a sua inclinação. Uma pequena variação na taxa de juros induzirá uma grande variação no investimento e, portanto, na demanda agregada e na renda. O oposto ocorrerá, quando o investimento for pouco sensível à renda, pois variações no investimento irão requerer maiores variações na taxa de juros, levando a uma curva IS próxima de uma linha vertical. Quanto ao multiplicador de gastos, se a propensão marginal a consumir for elevada e, portanto, o multiplicador também for elevado, variações no investimento gerarão grandes expansões induzidas no consumo, ampliando a demanda e a renda. Dessa forma, quanto maior o multiplicador, maior será o impacto sobre a renda de variações nas taxas de juros, ou seja, menor será a inclinação da curva IS que estará mais na horizontal (LOPES; VASCONCELLOS, 2008).

Froyen (2002) destaca que a curva LM (do inglês *Liquidity Money*) mostra as combinações de renda e taxa de juros que equilibra o mercado monetário. As combinações de equilíbrio (r_0, Y_0) , (r_1, Y_1) e (r_2, Y_2) do gráfico 24 são pontos da curva LM. Para níveis de renda mais altos, são exigidas taxas de juros maiores para equilibrar o mercado monetário, logo a curva LM tem inclinação ascendente e para a direita.

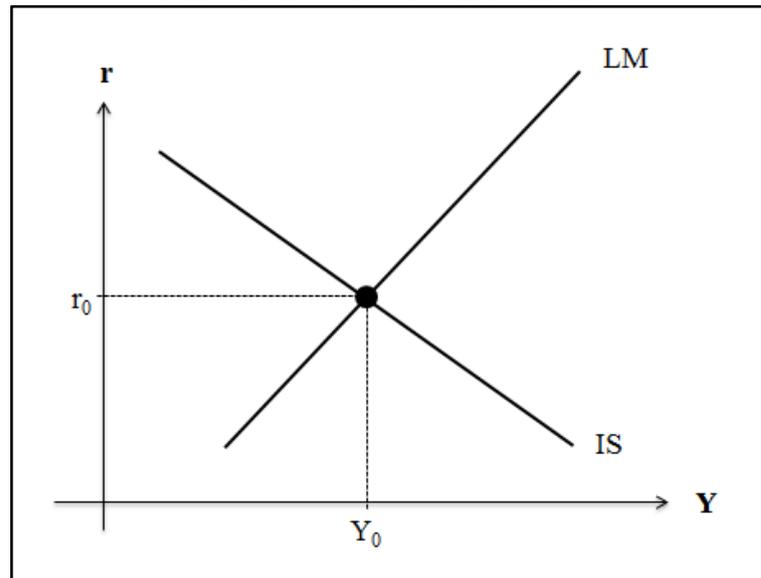
Gráfico 24: A Curva LM



Fonte: Elaborado pelo autor, baseado em Froyen (2002).

Lopes e Vasconcellos (2008) observam que as elasticidades da demanda de moeda em relação à renda e à taxa de juros afetam a inclinação da curva LM. Quanto maior a elasticidade da demanda de moeda em relação à renda, maior será a inclinação da curva LM, uma vez que uma pequena variação na renda levará a uma grande expansão na demanda por moeda, exigindo uma maior elevação na taxa de juros para compensá-la. Por outro lado, quanto maior a elasticidade de demanda por moeda em relação à taxa de juros, menor será a inclinação da curva LM. Se a demanda de moeda for muito sensível à taxa de juros, qualquer variação nela exigirá uma mudança significativa na renda, para compensá-la, ou inversamente, qualquer alteração no nível de renda exigirá uma pequena mudança na taxa de juros, para manter o mercado monetário em equilíbrio.

Froyen (2002) ressalta que o ponto de intersecção das curvas IS e LM representa a combinação da taxa de juros e da renda (r_0, Y_0), que produz o equilíbrio tanto para o mercado monetário quanto para o mercado de bens. No gráfico 25 está esboçada tal situação.

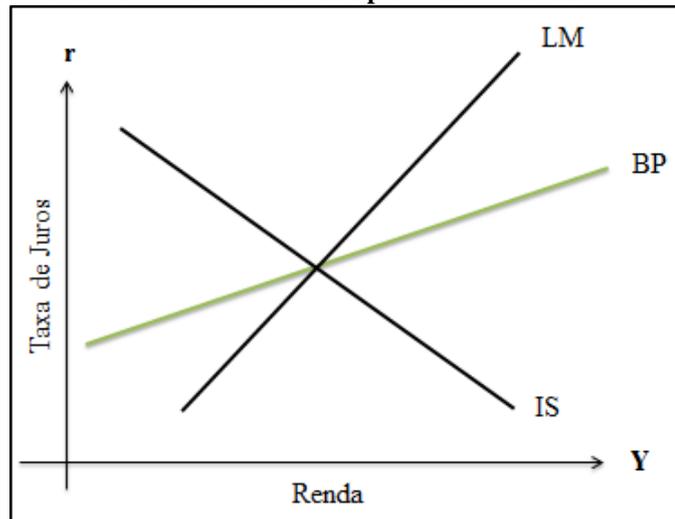
Gráfico 25: As Curvas IS e LM combinadas

Fonte: Elaborado pelo autor, baseado em Froyen (2002).

4.3 Modelo Mundell-Fleming

Froyen (2002) comenta que para entender o modelo Mundell-Fleming, não basta entender o modelo IS-LM, mas sim entender este modelo para a economia aberta. Além das curvas IS e LM, o modelo para economia aberta conterá uma curva de equilíbrio de balanço de pagamentos, a curva BP, conforme o gráfico 26. A curva BP representa todas as combinações de taxa de juros e renda que resultam em equilíbrio do balanço de pagamentos para uma taxa de câmbio. O equilíbrio do balanço de pagamentos significa que a variação das reservas internacionais é zero.

Gráfico 26: O Modelo IS-LM para uma economia aberta



Fonte: Elaborado pelo autor, baseado em Froyen (2002).

A curva BP tem inclinação positiva no caso da mobilidade imperfeita de capitais, isto é, ativos domésticos e estrangeiros são substitutos, mas não perfeitos. Se os ativos domésticos e estrangeiros forem substitutos perfeitos, o caso da mobilidade perfeita de capitais, os investimentos se movimentariam de forma a igualar as taxas de juros entre os países. Assim, se um tipo de ativo tivesse uma taxa de juros ligeiramente maior por algum tempo, os investidores mudariam para esse ativo até que a sua taxa fosse levada de volta ao nível mais baixo anterior, a fim de restaurar a igualdade.

No Modelo Mundell-Fleming, o pressuposto de mobilidade perfeita de capital significa que a BP é dada pela condição a seguir, em que r é a taxa de juros doméstica e r^* a taxa de juros externa.

$$r = r^*$$

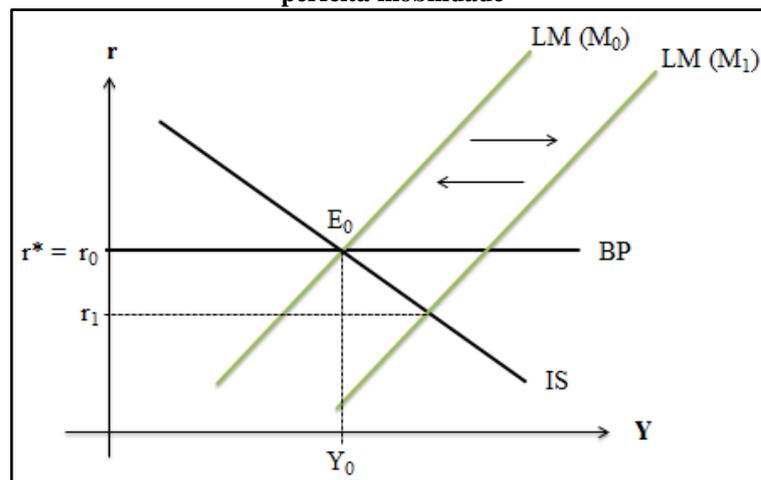
Froyen (2002) representa a BP graficamente, dada a suposição de mobilidade perfeita de capitais, como uma curva horizontal. Como grandes fluxos de capitais resultam de qualquer diferencial de taxa de juros, o equilíbrio do balanço de pagamentos só pode ocorrer, quando a taxa de juros interna é igual à taxa de juros externa (mundial), esta última exogenamente determinada.

Para viabilizar as análises que seguem em relação aos efeitos da política monetária e fiscal com câmbio fixo e flexível, supõe-se que o capital se move livremente entre os países,

além do diferencial de risco entre os ativos de diferentes países não ser importante, e que os custos de transações são negligenciados.

Froyen (2002) comenta que, no caso de mobilidade perfeita de capitais, o país local é tão pequeno que suas ações não podem afetar as condições do mercado financeiro mundial, e o capital é tão móvel que a sua taxa de juros deve mover-se em alinhamento com as taxas de juros mundiais. Desta forma, quando as taxas de câmbio são fixas, percebe-se que a política monetária é completamente ineficaz. Por exemplo, um aumento na oferta de moeda desloca a curva LM de LM (M_0) para LM (M_1). A taxa de juros interna cai abaixo da taxa de juros externa temporariamente, de r_0 para r_1 , desencadeando uma grande saída de capitais, ou seja, os investidores estarão vendendo ativos locais. Logo, a intervenção do banco central para manter a taxa de câmbio fixa faz com que a oferta de moeda caia para o nível inicial, M_0 . Nesse ponto, E_0 , a taxa de juros interna retorna à igualdade com a taxa de juros externa, e a renda volta a seu nível inicial, conforme exemplificado no gráfico 27.

Gráfico 27: O Modelo IS-LM-BP com uma Política Monetária em que as taxas de câmbio são fixas e há perfeita mobilidade

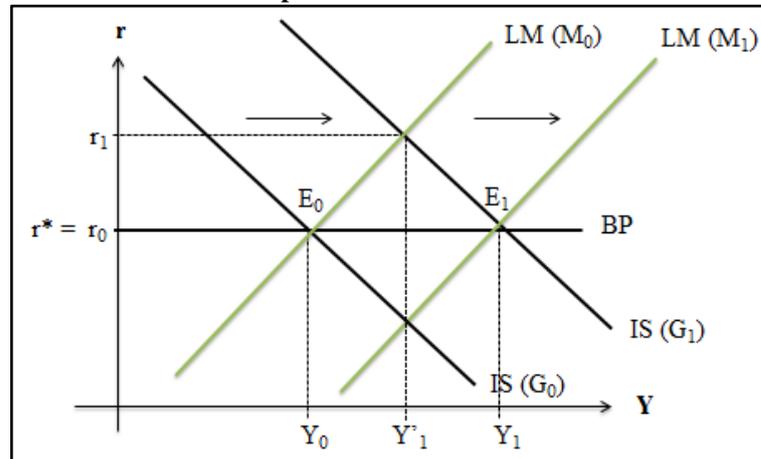


Fonte: Elaborado pelo autor, baseado em Froyen (2002).

Já em relação à política fiscal, a situação é diferente. Por exemplo, um aumento nos gastos do governo desloca a curva IS, de IS (G_0) para IS (G_1), fazendo com que a taxa de juros interna aumente para um nível acima da taxa de juros externa e haja uma grande entrada de capitais. Logo, a intervenção do banco central para manter a taxa de câmbio fixa faz a oferta de moeda aumentar, por meio da compra de moeda estrangeira, e a curva LM desloca-se de LM (M_0) para LM (M_1). A taxa de juros interna é levada de volta à igualdade com a taxa

externa no ponto E_1 , e o aumento na oferta de moeda reforça o efeito de expansão do aumento dos gastos do governo, logo a produção sobe para Y_1 .

Gráfico 28: O Modelo IS-LM-BP com uma Política Fiscal em que as taxas de câmbio são fixas e há perfeita mobilidade

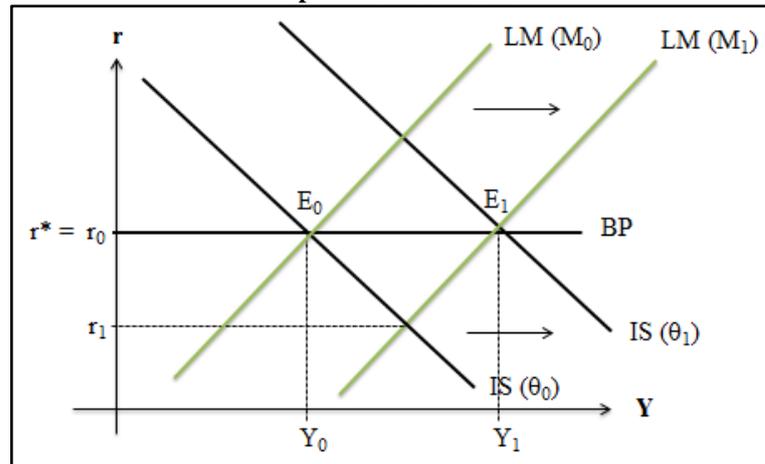


Fonte: Elaborado pelo autor, baseado em Froyen (2002).

Em resumo, em um sistema de taxa de câmbio fixas com mobilidade perfeita de capitais, a política fiscal expansionista é altamente efetiva, pois há o aumento da taxa de juros interna e não ocorre o efeito de deslocamento dos dispêndios do setor privado. Isso é diferente do sistema de taxas de câmbio flexíveis, em que a política monetária é altamente efetiva, enquanto a política fiscal não tem efeito.

Lopes e Vasconcellos (2008) comentam que uma expansão monetária nesse modelo terá os seguintes impactos: inicialmente, a LM se desloca para a direita, de $LM(M_0)$ para $LM(M_1)$, conforme o gráfico 29, gerando pressões no sentido de redução da taxa de juros, de r_1 para r_0 , o que provocará um aumento na demanda de moeda estrangeira para remeter capital ao exterior. Essa maior procura por moeda estrangeira provocará a desvalorização da moeda nacional, ampliando as exportações e deslocando a IS para a direita, de $IS(\Theta_0)$ para $IS(\Theta_1)$. A taxa de câmbio se desvalorizará até que a IS intercepte a LM ao nível da taxa de juros internacional, quando cessa a pressão pela desvalorização. Nesse caso, a política monetária é plenamente eficaz, pois ao induzir a desvalorização da moeda nacional, melhora o saldo em transações correntes, ampliando a demanda por produto doméstico e, portanto, ampliando a renda para Y_1 .

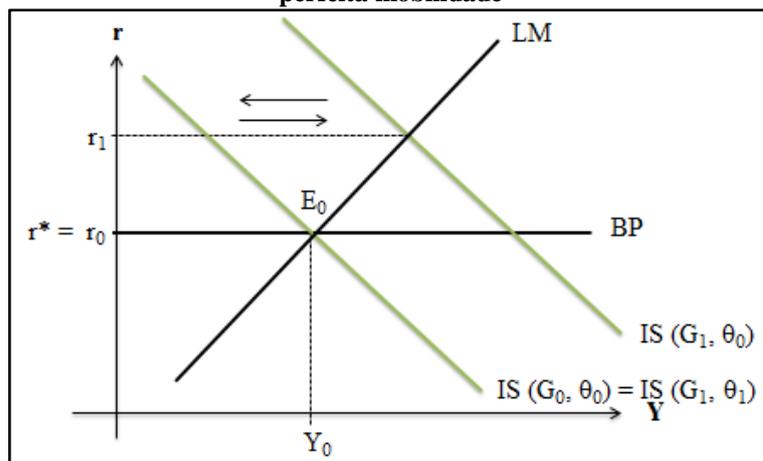
Gráfico 29: O Modelo IS-LM-BP com uma Política Monetária em que as taxas de câmbio são flexíveis e há perfeita mobilidade



Fonte: Elaborado pelo autor, baseado em Froyen (2002).

Lopes e Vasconcellos (2008) destacam que, no caso de uma expansão nos gastos públicos, conforme exemplificado no gráfico 30, o efeito imediato será o deslocamento da curva IS para a direita, de IS (G_0, Θ_0) para IS (G_1, Θ_1), que pressionará a taxa de juros para cima e, conseqüentemente, uma procura maior por moeda nacional, devido ao ingresso de capitais. Esse fato induzirá a uma valorização da moeda nacional, encarecendo o produto nacional vis-à-vis ao estrangeiro, bem como reduzindo a demanda e fazendo a IS deslocar-se para a esquerda. Isso se manterá até que a IS volte à posição original, de IS (G_1, Θ_1) para IS (G_0, Θ_0), eliminando a pressão da entrada de capitais no mercado de câmbio. Nesse processo, a taxa de câmbio se valorizou de forma que a queda da demanda externa fosse exatamente igual ao aumento do gasto público, o que torna nulo o resultado final em termos de produto. Ou seja, ocorre uma espécie de *crowding-out*, só que agora expulsando a demanda externa por meio do movimento da taxa de câmbio.

Gráfico 30: O Modelo IS-LM-BP com uma Política Fiscal em que as taxas de câmbio são flexíveis e há perfeita mobilidade



Fonte: Elaborado pelo autor, baseado em Froyen (2002).

5 EFEITOS DA GLOBALIZAÇÃO FINANCEIRA NA DETERMINAÇÃO DA TAXA DE JUROS BRASILEIRA

Nesta seção, serão avaliados alguns dados internos e externos da economia brasileira, a fim de identificar os efeitos da globalização financeira na determinação da taxa de juros brasileira nos últimos quinze anos, considerando a Trindade Impossível, por meio de um modelo econométrico.

5.1 Modelo Proposto

Conforme Pindyck e Rubinfeld (2004), a construção de modelos econométricos é em parte uma arte, pois, mesmo com um simples modelo de uma única equação, é preciso fazer julgamentos sobre quais variáveis incluir, sobre a forma funcional da equação, sobre como o ajustamento estatístico do modelo deve ser interpretado, e sobre o quanto são úteis os resultados do modelo para fins de previsão ou explicação. A situação é semelhante com os modelos de série temporal.

Kennedy (2009) destaca que, até há pouco tempo, os econométricos analisavam dados de séries temporais de um modo muito diferente dos métodos empregados pelos estatísticos especializados na análise das séries temporais. Os econométricos cuidavam de formular um modelo de regressão tradicional para representar o comportamento dos dados de séries temporais, e se preocupavam com coisas como simultaneidade e erros autocorrelacionados, prestando pouca atenção à especificação da estrutura dinâmica da série temporal. Além disso, eles assumiam que o fato de que a maior parte dos dados econômicos em série temporais é “não estacionária” não afetava suas análises empíricas, pois crescem com o tempo e não possuem uma média fixa, estacionária. Por outro lado, os analistas de séries temporárias ignoravam o papel das variáveis explicativas econométricas e modelavam o comportamento da série temporal em termos de um mecanismo de extrapolação sofisticado. Eles contornavam o problema estacionário trabalhando com dados que eram diferenciados por um número suficiente de vezes para torná-los estacionários.

Para Pindyck e Rubinfeld (2004), ao desenvolver modelos de séries temporais, busca-se entender se o processo estocástico subjacente que gerou a série não varia em relação ao tempo. Se as características do processo estocástico mudam com o tempo, isto é, se o

processo é não estacionário, muitas vezes será difícil representar a série temporal em intervalos de tempo passados e futuros por meio de um modelo algébrico simples. Ao contrário, se o processo estocástico é fixo no tempo, ou seja, é estacionário, podemos modelar o processo por meio de uma equação com coeficientes fixos que podem ser estimados a partir dos dados passados. Isso é análogo ao modelo de regressão de uma só equação em que uma variável se relaciona a outras variáveis, com coeficientes estimados com base na suposição de que a relação estrutural descrita pela equação não muda com o tempo. No entanto, ainda que possa ser difícil modelar os processos não estacionários, estes processos com frequência podem ser transformados em processos estacionários ou aproximadamente estacionários.

Gujarati (2006) observa que um processo aleatório ou estocástico é um conjunto de variáveis aleatórias ordenadas no tempo. Os analistas de séries temporais costumam dedicar atenção ao processo estocástico estacionário. Diz-se que um processo estocástico é estacionário quando a sua média e a sua variância são constantes ao longo do tempo e quando o valor da covariância entre dois períodos de tempo depende apenas do intervalo ou da defasagem entre os dois períodos de tempo, e não do próprio tempo em que a covariância é calculada, ou seja, se uma série temporal é estacionária, sua média, variância e auto covariância (em diferentes defasagens) permanecem as mesmas, não importando qual seja o ponto em que são medidas. Desta forma, se uma série temporal for não estacionária, segure-se apenas estudar o seu comportamento para o período considerado, não sendo possível generalizá-lo para outros períodos do tempo, ou seja, para a finalidade de previsões, essas séries temporais têm pouco valor prático.

Pindyck e Rubinfeld (2004) retratam em seus estudos que poucas das séries temporais com que nos defrontamos no dia a dia são estacionárias. No entanto, muitas das séries temporais não estacionárias que encontramos têm a propriedade desejável de resultar em séries estacionárias, ao diferenciá-las uma ou mais vezes. Estas séries não estacionárias são chamadas de homogêneas.

Gujarati (2006) destaca que um teste simples de estacionariedade é baseado na chamada função de autocorrelação. Quando há um processo puramente de ruído branco, a autocorrelação fica em torno de zero em várias defasagens, logo se têm um correlograma de uma série temporal estacionária. Já para o correlograma de uma série de passeio aleatório, os coeficientes de autocorrelação nas várias defasagens são muito altos. Para tal teste é importante atentar ao tamanho da defasagem com que se deve calcular a função de

autocorrelação e à significância de um coeficiente de correlação com uma dada defasagem. Um método empírico para escolher o prazo da defasagem é calcular a função de correlograma até um terço ou um quarto do tamanho da série. A significância de qualquer amostra pode ser julgada pelo seu erro-padrão. Quando uma série é puramente aleatória, isto é, exibe ruído aleatório, os coeficientes de autocorrelação da amostra, especialmente as grandes, tem distribuição normal com média zero e variância igual a um para o total do tamanho da amostra. Se o intervalo precedente inclui o valor zero, não rejeitamos a hipótese de que o verdadeiro coeficiente de autocorrelação é igual a zero, mas se o intervalo não inclui zero, rejeitamos a hipótese de que o verdadeiro coeficiente de autocorrelação é igual a zero.

Pindyck e Rubinfeld (2004) salientam que variáveis econômicas não tendem a voltar a uma tendência de longo prazo depois de um choque, pois elas seguem passeios aleatórios. Um passeio aleatório não tem variância finita, logo a regressão por MQO não daria um estimador de parâmetro consistente. Assim, estimar a regressão de um passeio aleatório em relação à outra variável pode levar a resultados espúrios, no sentido de que os testes de significância convencionais tenderão a indicar uma relação entre as variáveis que não existe. Logo, percebe-se que é importante testar se há passeios aleatórios. Se o teste não consegue rejeitar a hipótese de passeio aleatório, pode-se diferenciar a série em questão antes de usá-la em uma regressão. No entanto, a diferenciação pode resultar em perda de informação sobre a relação de longo prazo entre duas variáveis. Algumas vezes duas variáveis seguirão um passeio aleatório, mas uma combinação linear dessas variáveis será estacionária. Por exemplo, pode ser que as variáveis x_t e y_t sejam passeios aleatórios, mas que Δx_t e Δy_t sejam estacionárias. Nesse caso é bem fácil testar se x_t e y_t são cointegradas, basta estimar por MQO a equação a seguir, em que x_t representa a variável dependente, α a constante, y_t a variável explicativa, β a estimativa do coeficiente da variável y_t e ε_t um termo de erro aleatório.

$$x_t = \alpha + \beta y_t + \varepsilon_t$$

Após esta etapa, deve-se testar se os resíduos, e_t , dessa regressão são estacionários. Se x_t e y_t não são cointegradas, qualquer combinação linear delas será não estacionária e os resíduos serão não estacionários. Um teste da hipótese de que e_t é não estacionária pode ser feito de duas maneiras. Primeiro, podemos aplicar um teste de Dickey-Fuller na série de resíduos, ou podemos verificar a estatística de Durbin-Watson na regressão de cointegração.

Gujarati (2006) comenta que quando o R^2 (uma medida que indica o quanto as variáveis explicativas justificam o comportamento da variável dependente, variando entre 0 e 1, em que quanto maior o seu valor, mais explicativo é o modelo e melhor ele se ajusta à amostra) é maior do que o valor de Durbin-Watson, pode se suspeitar que a regressão estimada é espúria. Logo, quando estimamos a regressão das primeiras diferenças de x_t ($= \Delta x_t$) em relação às primeiras diferenças de y_t ($= \Delta y_t$), podemos ver facilmente que os resultados da regressão apresentados não possuem sentido. Logo, verifica-se que o R^2 é praticamente zero e o Durbin-Watson está em torno de 2.

Gujarati (2006) observa que para séries temporais o método ARIMA é uma excelente opção a análise de propriedades estatísticas, não estando necessariamente focado na construção de modelos com equações únicas ou simultâneas. Como boa parte das séries temporais são fracamente estacionárias, ou não estacionárias, precisa-se diferenciá-las d vezes para torná-las estacionárias, logo se utiliza o modelo ARIMA (p, d, q), a fim de apoiar neste processo. Enquanto o d significa o número de vezes que se deve diferenciar a série temporal antes que ela se torne estacionária, o p denota o número de termos autoregressivos e o q o número de termos de média móvel.

Desta forma, como modelo, será adotado o uso combinado da análise de regressão com um modelo de série temporal. Primeiramente, será construído um modelo de regressão que explica a taxa de juros brasileira como função da meta de inflação brasileira, das expectativas de inflação no Brasil, da inflação apresentada no Brasil, do hiato do produto brasileiro, da emissão de moeda no Brasil, da variação da taxa de juros norte-americana, da taxa de câmbio, da balança de pagamentos brasileira, da variação das transações correntes no Brasil e da variação da dívida externa brasileira. Em seguida, examinaremos os resíduos desse modelo e ajustaremos eles a um modelo ARIMA. Por fim, estimaremos novamente todos os parâmetros do modelo combinado de regressão e de série temporal.

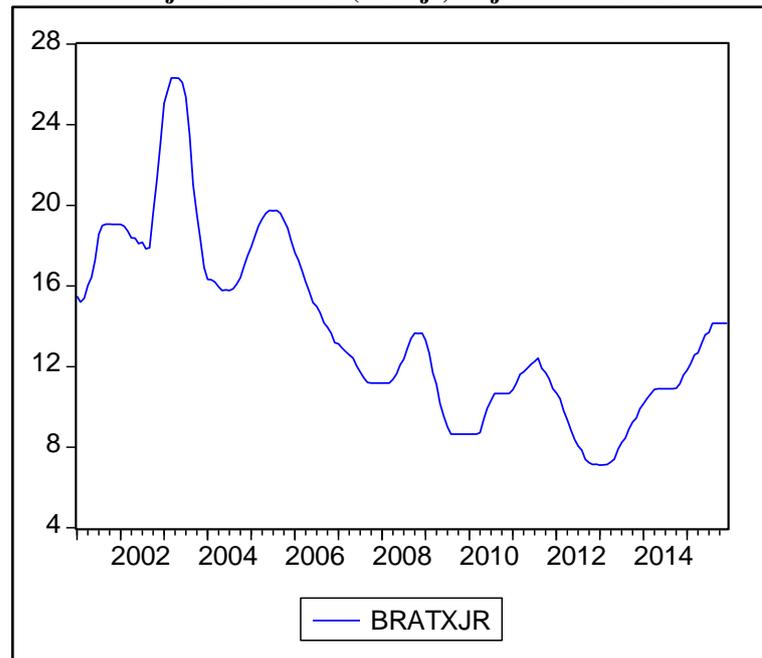
5.2 Especificação das Variáveis

A seguir é especificada cada uma das variáveis que serão utilizadas nas experimentações econométricas, bem como a sua fonte de origem, a fim de esclarecer mais informações sobre o estudo que prosseguirá. Serão considerados os valores do período de

janeiro de 2001 a dezembro de 2015 para as variáveis em estudo, logo serão geradas 180 observações para as variáveis analisadas.

Quando falar em taxa de juros brasileira, identificada como *bratxjr* neste estudo, trata-se da taxa de juros Selic acumulada no mês anualizada na base de 252 dias, % a.a., extraída das séries históricas do BCB, com atualização mensal iniciada em 31/07/1986 e sem data de encerramento prevista.

Gráfico 31: A taxa de juros brasileira (*bratxjr*) de janeiro de 2001 a dezembro de 2015



Fonte: Elaborado pelo autor, por meio do *software Eviews*.

Para detectar a estacionariedade na série taxa de juros brasileira, pode ser aplicado um teste de raiz unitária por meio do teste Aumentado de Dickey-Fuller (ADF), considerando as seguintes hipóteses: H_0 : série é não estacionária; H_1 : série é estacionária. Mesmo rejeitando H_0 , é necessário analisar a estacionariedade das demais séries do modelo para afastar a possibilidade de regressões espúrias e, então, o teste “t” poderá ser analisado.

Tabela 1: O Teste ADF para a taxa de juros brasileira em nível

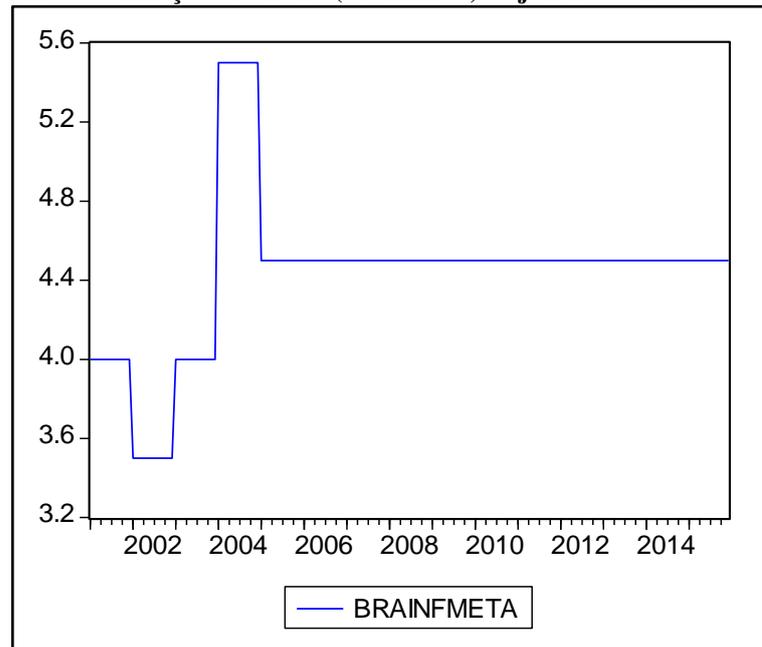
Null Hypothesis: BRATXJR has a unit root					
Exogenous: Constant, Linear Trend					
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)					
			t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-4.073651	0.0082	
Test critical values:	1% level		-4.010440		
	5% level		-3.435269		
	10% level		-3.141649		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					
Augmented Dickey-Fuller Test Equation					
Dependent Variable: D(BRATXJR)					
Method: Least Squares					
	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	BRATXJR(-1)	-0.029869	0.007332	-4.073651	0.0001
	D(BRATXJR(-1))	0.851326	0.040666	20.93461	0.0000
	C	0.594821	0.152420	3.902508	0.0001
	@TREND(2001M01)	-0.002007	0.000646	-3.107771	0.0022
	R-squared	0.716978	Mean dependent var		-0.005899
	Adjusted R-squared	0.712098	S.D. dependent var		0.528695
	S.E. of regression	0.283679	Akaike info criterion		0.340270
	Sum squared resid	14.00245	Schwarz criterion		0.411771
	Log likelihood	-26.28402	F-statistic		146.9307
	Durbin-Watson stat	1.990215	Prob(F-statistic)		0.000000

Fonte: Elaborado pelo autor, por meio do *software Eviews*.

Diante do resultado da tabela 1, pode-se concluir que a série taxa de juros brasileira é estacionária em nível com intercepto e tendência, ou seja, rejeitamos H_0 , uma vez que o valor absoluto do teste t [4.073651] se mostrou superior aos valores críticos de 1%, 5% e 10%.

Já a meta de inflação brasileira, neste estudo identificada como *brainfmeta*, é a meta para a inflação no Brasil, % a.a., extraída das séries históricas do BCB, com atualização anual iniciada em 01/01/1999 e sem data de encerramento prevista.

Gráfico 32: A meta de inflação brasileira (brainfmeta) de janeiro de 2001 a dezembro de 2015



Fonte: Elaborado pelo autor, por meio do *software Eviews*.

Para detectar a estacionariedade na série meta de inflação brasileira, será aplicado o teste ADF, considerando as mesmas hipóteses utilizadas para a série taxa de juros brasileira.

Tabela 2: O Teste ADF para a meta de inflação brasileira em nível

Null Hypothesis: BRAINFMETA has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.561909	0.2984
Test critical values:	1% level		-4.010143	
	5% level		-3.435125	
	10% level		-3.141565	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(BRAINFMETA)				
Method: Least Squares				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BRAINFMETA(-1)	-0.071362	0.027855	-2.561909	0.0112
C	0.309952	0.119421	2.595459	0.0102
@TREND(2001M01)	0.000102	0.000218	0.468819	0.6398
R-squared	0.036537	Mean dependent var		0.002793
Adjusted R-squared	0.025589	S.D. dependent var		0.145119
S.E. of regression	0.143250	Akaike info criterion		-1.031827
Sum squared resid	3.611640	Schwarz criterion		-0.978407
Log likelihood	95.34854	F-statistic		3.337209
Durbin-Watson stat	1.933714	Prob(F-statistic)		0.037798

Fonte: Elaborado pelo autor, por meio do *software Eviews*.

Diante do resultado da tabela 2, pode-se concluir que a série meta de inflação brasileira é não estacionária em nível com intercepto e tendência, ou seja, não rejeitamos H_0 , uma vez que o valor absoluto do teste t [2.561909] se mostrou inferior aos valores críticos de 1%, 5% e 10%.

Repetindo o exercício anterior, só que desta vez para a primeira diferença da série meta de inflação brasileira, isto é, $\Delta \text{brainfm} = \text{brainfm}_t - \text{brainfm}_{t-1}$, é possível concluir que a série meta de inflação brasileira é estacionária em primeira diferença, ou seja, rejeitamos H_0 , uma vez que o valor absoluto do teste t [13.24203] se mostrou superior aos valores críticos de 1%, 5% e 10%, conforme o resultado da tabela 3.

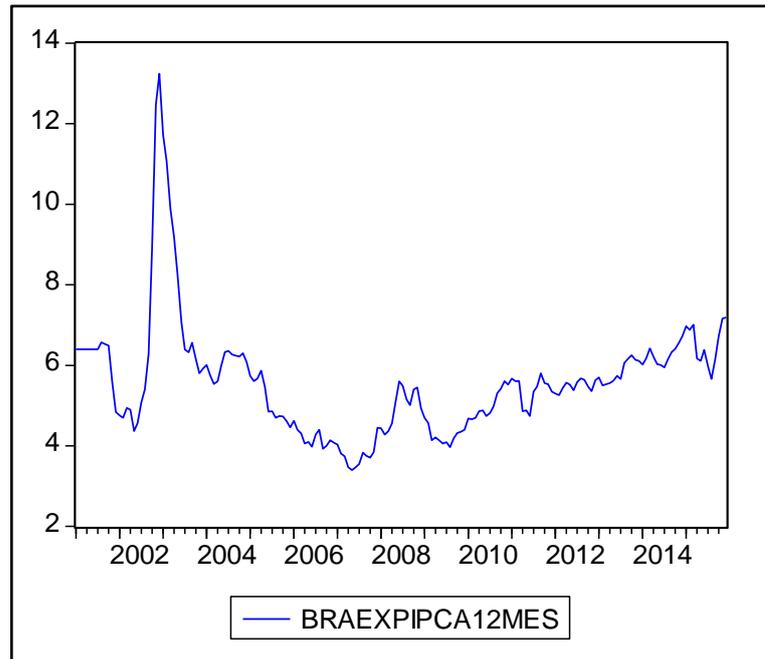
Tabela 3: O Teste ADF para a meta de inflação brasileira em primeira diferença

Null Hypothesis: D(BRAINFMETA) has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-13.24203	0.0000
Test critical values:	1% level		-4.010440	
	5% level		-3.435269	
	10% level		-3.141649	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(BRAINFMETA,2)				
Method: Least Squares				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(BRAINFMETA(-1))	-1.000993	0.075592	-13.24203	0.0000
C	0.009221	0.022222	0.414949	0.6787
@TREND(2001M01)	-7.08E-05	0.000213	-0.331721	0.7405
R-squared	0.500501	Mean dependent var		0.000000
Adjusted R-squared	0.494793	S.D. dependent var		0.205847
S.E. of regression	0.146312	Akaike info criterion		-0.989446
Sum squared resid	3.746239	Schwarz criterion		-0.935821
Log likelihood	91.06070	F-statistic		87.67567
Durbin-Watson stat	2.000021	Prob(F-statistic)		0.000000

Fonte: Elaborado pelo autor, por meio do *software Eviews*.

As expectativas de inflação no Brasil, identificadas como *braexpipca12mes* neste estudo, correspondem à expectativa média de inflação por meio do Índice de Preços ao Consumidor Ampliado (IPCA), % a.a. acumulado para os próximos dozes meses, extraído do BCB.

Gráfico 33: As expectativas de inflação no Brasil (braexpipca12mes) de janeiro de 2001 a dezembro de 2015



Fonte: Elaborado pelo autor, por meio do *software Eviews*.

Para detectar a estacionariedade na série expectativas de inflação no Brasil, será aplicado o teste ADF, considerando as mesmas hipóteses utilizadas para a série taxa de juros brasileira.

Tabela 4: O Teste ADF para as expectativas de inflação no Brasil em nível

Null Hypothesis: BRAEXPIPCA12MES has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-3.177377	0.0924
Test critical values:	1% level		-4.010740	
	5% level		-3.435413	
	10% level		-3.141734	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(BRAEXPIPCA12MES)				
Method: Least Squares				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BRAEXPIPCA12MES(-1)	-0.066219	0.020841	-3.177377	0.0018
D(BRAEXPIPCA12MES(-1))	0.685100	0.071512	9.580154	0.0000
D(BRAEXPIPCA12MES(-2))	-0.193997	0.075245	-2.578213	0.0108
C	0.366486	0.134803	2.718673	0.0072
@TREND(2001M01)	3.39E-05	0.000554	0.061250	0.9512
R-squared	0.383486	Mean dependent var		0.004463
Adjusted R-squared	0.369148	S.D. dependent var		0.469901
S.E. of regression	0.373224	Akaike info criterion		0.894566
Sum squared resid	23.95895	Schwarz criterion		0.984288
Log likelihood	-74.16913	F-statistic		26.74700
Durbin-Watson stat	1.962825	Prob(F-statistic)		0.000000

Fonte: Elaborado pelo autor, por meio do *software Eviews*.

Diante do resultado da tabela 4, pode-se concluir que a série expectativas de inflação no Brasil é estacionária em nível com intercepto e tendência ao valor crítico de 10%, mas não estacionária aos valores críticos a 1% e 5%, ou seja, não rejeitamos H_0 , uma vez que o valor absoluto do teste t [3.177377] se mostrou inferior a tais valores críticos.

Repetindo o exercício anterior, só que desta vez para a primeira diferença da série expectativas de inflação no Brasil, isto é, $\Delta braexpipca12mes = braexpipca12mes_t - braexpipca12mes_{t-1}$, é possível concluir que a série nível de preços no Brasil é estacionária em primeira diferença, ou seja, rejeitamos H_0 , uma vez que o valor absoluto do teste t [8.252560] se mostrou superior aos valores críticos de 1%, 5% e 10%, conforme o resultado da tabela 5.

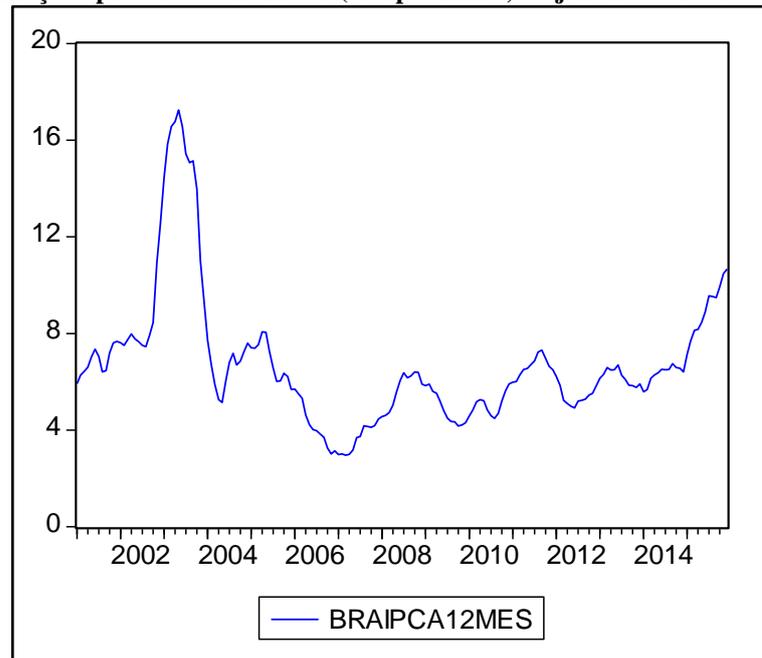
Tabela 5: O Teste ADF para as expectativas de inflação no Brasil em primeira diferença

Null Hypothesis: D(BRAEXIPCA12MES) has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-8.252560	0.0000
Test critical values:	1% level		-4.010740	
	5% level		-3.435413	
	10% level		-3.141734	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(BRAEXIPCA12MES,2)				
Method: Least Squares				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(BRAEXIPCA12MES(-1))	-0.578086	0.070049	-8.252560	0.0000
D(BRAEXIPCA12MES(-1),2)	0.267028	0.073508	3.632647	0.0004
C	-0.021134	0.058842	-0.359170	0.7199
@TREND(2001M01)	0.000254	0.000564	0.450418	0.6530
R-squared	0.282858	Mean dependent var		0.000169
Adjusted R-squared	0.270422	S.D. dependent var		0.448292
S.E. of regression	0.382910	Akaike info criterion		0.940305
Sum squared resid	25.36525	Schwarz criterion		1.012082
Log likelihood	-79.21700	F-statistic		22.74509
Durbin-Watson stat	1.981262	Prob(F-statistic)		0.000000

Fonte: Elaborado pelo autor, por meio do *software Eviews*.

A inflação apresentada no Brasil, identificada como braipca12mes neste estudo, trata-se do IPCA, % a.a., extraído do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), com atualização mensal iniciada em 1/12/1980 e sem data de encerramento prevista.

Gráfico 34: A inflação apresentada no Brasil (braipca12mes) de janeiro de 2001 a dezembro de 2015



Fonte: Elaborado pelo autor, por meio do *software Eviews*.

Para detectar a estacionariedade na série inflação apresentada no Brasil, será aplicado o teste ADF, considerando as mesmas hipóteses utilizadas para a série taxa de juros brasileira.

Tabela 6: O Teste ADF para a inflação apresentada no Brasil em nível

Null Hypothesis: BRAIPCA12MES has a unit root					
Exogenous: Constant, Linear Trend					
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)					
			t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.883200	0.1705	
Test critical values:	1% level		-4.010440		
	5% level		-3.435269		
	10% level		-3.141649		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					
Augmented Dickey-Fuller Test Equation					
Dependent Variable: D(BRAIPCA12MES)					
Method: Least Squares					
	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	BRAIPCA12MES(-1)	-0.031262	0.010843	-2.883200	0.0044
	D(BRAIPCA12MES(-1))	0.715700	0.053801	13.30276	0.0000
	C	0.231617	0.103586	2.235991	0.0266
	@TREND(2001M01)	-0.000179	0.000571	-0.313815	0.7540
R-squared	0.507643	Mean dependent var		0.024719	
Adjusted R-squared	0.499154	S.D. dependent var		0.531712	
S.E. of regression	0.376295	Akaike info criterion		0.905330	
Sum squared resid	24.63807	Schwarz criterion		0.976831	
Log likelihood	-76.57438	F-statistic		59.80063	
Durbin-Watson stat	1.954951	Prob(F-statistic)		0.000000	

Fonte: Elaborado pelo autor, por meio do *software Eviews*.

Diante do resultado da tabela 6, pode-se concluir que a série inflação apresentada no Brasil é não estacionária em nível com intercepto e tendência, ou seja, não rejeitamos H_0 , uma vez que o valor absoluto do teste t [2.883200] se mostrou inferior aos valores críticos de 1%, 5% e 10%.

Repetindo o exercício anterior, só que desta vez para a primeira diferença da série inflação apresentada no Brasil, isto é, $\Delta braipca12mes = braipca12mes_t - braipca12mes_{t-1}$, é possível concluir que a série inflação apresentada no Brasil é estacionária em primeira diferença, ou seja, rejeitamos H_0 , uma vez que o valor absoluto do teste t [5.644605] se mostrou superior aos valores críticos de 1%, 5% e 10%, conforme o resultado da tabela 7.

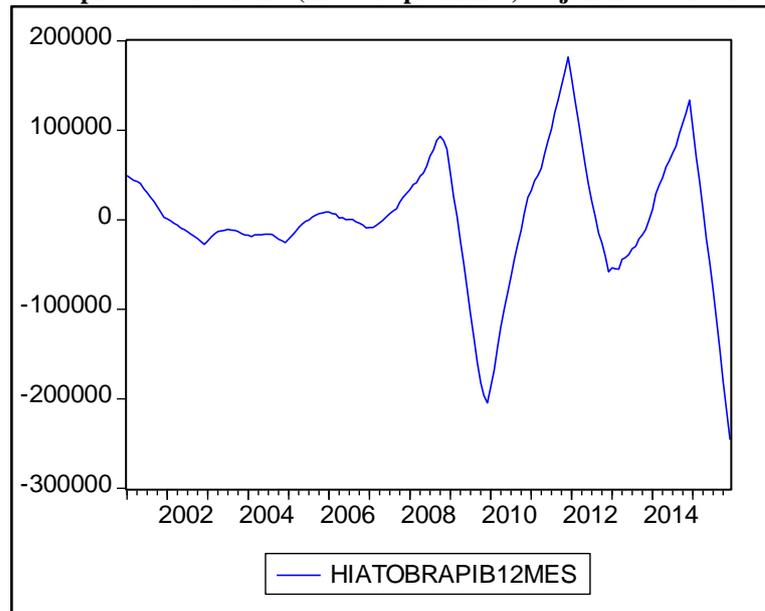
Tabela 7: O Teste ADF para a inflação apresentada no Brasil em primeira diferença

Null Hypothesis: D(BRAIPCA12MES) has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-5.644605	0.0000
Test critical values:	1% level		-4.010440	
	5% level		-3.435269	
	10% level		-3.141649	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(BRAIPCA12MES,2)				
Method: Least Squares				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(BRAIPCA12MES(-1))	-0.306712	0.054337	-5.644605	0.0000
C	-0.017489	0.058324	-0.299866	0.7646
@TREND(2001M01)	0.000270	0.000561	0.481418	0.6308
R-squared	0.154136	Mean dependent var		-0.000899
Adjusted R-squared	0.144469	S.D. dependent var		0.415241
S.E. of regression	0.384077	Akaike info criterion		0.940763
Sum squared resid	25.81515	Schwarz criterion		0.994389
Log likelihood	-80.72790	F-statistic		15.94448
Durbin-Watson stat	1.885659	Prob(F-statistic)		0.000000

Fonte: Elaborado pelo autor, por meio do *software Eviews*.

Já o hiato do produto brasileiro, neste estudo identificado como *hiatobrapib12mes*, é a diferença do PIB efetivo, acumulado em 12 meses em milhões de U\$\$, extraído das séries temporais do BCB, em relação ao PIB potencial, ou seja, a capacidade produtiva instalada da economia, sendo mensurado por meio do método de Hodrick e Prescott (HP), com a aplicação de um filtro estatístico sobre a série do PIB efetivo acumulado em 12 meses em milhões de U\$\$.

Gráfico 35: O hiato do produto brasileiro (hiatobrapib12mes) de janeiro de 2001 a dezembro de 2015



Fonte: Elaborado pelo autor, por meio do *software Eviews*.

Para detectar a estacionariedade na série hiato do produto brasileiro, será aplicado o teste ADF, considerando as mesmas hipóteses utilizadas para a série taxa de juros brasileira.

Tabela 8: O Teste ADF para o hiato do produto brasileiro em nível

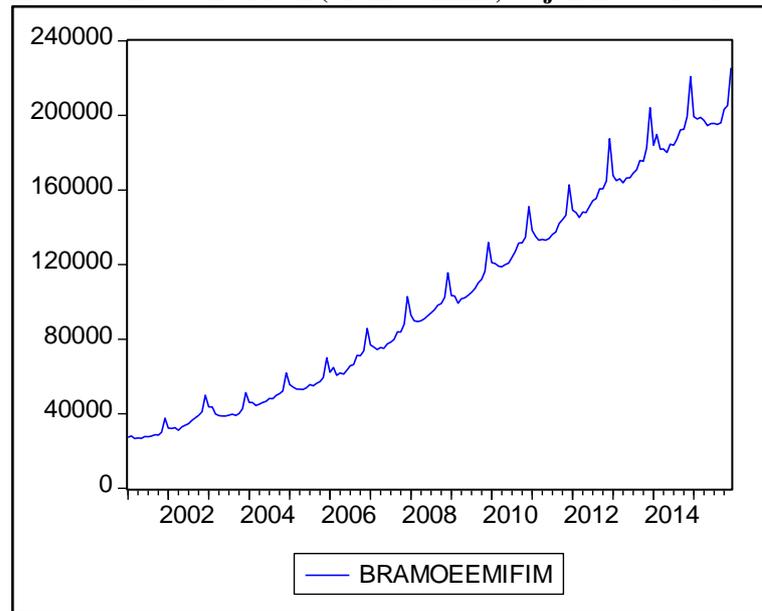
Null Hypothesis: HIATOBRAPIB12MES has a unit root					
Exogenous: Constant, Linear Trend					
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)					
			t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-4.210116	0.0053	
Test critical values:	1% level		-4.010440		
	5% level		-3.435269		
	10% level		-3.141649		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					
Augmented Dickey-Fuller Test Equation					
Dependent Variable: D(HIATOBRAPIB12MES)					
Method: Least Squares					
	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	HIATOBRAPIB12MES(-1)	-0.028191	0.006696	-4.210116	0.0000
	D(HIATOBRAPIB12MES(-1))	0.936967	0.033959	27.59134	0.0000
	C	363.1534	903.3795	0.401994	0.6882
	@TREND(2001M01)	-6.549082	8.747321	-0.748696	0.4551
	R-squared	0.818808	Mean dependent var		-1642.417
	Adjusted R-squared	0.815684	S.D. dependent var		13830.93
	S.E. of regression	5937.899	Akaike info criterion		20.23831
	Sum squared resid	6.14E+09	Schwarz criterion		20.30981
	Log likelihood	-1797.210	F-statistic		262.1027
	Durbin-Watson stat	2.239722	Prob(F-statistic)		0.000000

Fonte: Elaborado pelo autor, por meio do *software Eviews*.

Diante do resultado da tabela 8, pode-se concluir que a série hiato do produto brasileiro é estacionária em nível com intercepto e tendência, ou seja, rejeitamos H_0 , uma vez que o valor absoluto do teste t [4.210116] se mostrou superior aos valores críticos de 1%, 5% e 10%.

A emissão de moeda no Brasil, identificada como *bramoemifim* neste estudo, é representada pela quantidade de papel moeda emitida com saldo em final de período, u.m.c. (mil), extraída das séries históricas do BCB, com atualização mensal iniciada em 31/01/1980 e sem data de encerramento prevista.

Gráfico 36: A emissão de moeda no Brasil (bramoemifim) de janeiro de 2001 a dezembro de 2015



Fonte: Elaborado pelo autor, por meio do *software Eviews*.

Para detectar a estacionariedade na série emissão de moeda no Brasil, será aplicado o teste ADF, considerando as mesmas hipóteses utilizadas para a série taxa de juros brasileira.

Tabela 9: O Teste ADF para a emissão de moeda no Brasil em nível

Null Hypothesis: BRAMOEEMIFIM has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 13 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.163242	0.5065
Test critical values:	1% level		-4.014288	
	5% level		-3.437122	
	10% level		-3.142739	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(BRAMOEEMIFIM)				
Method: Least Squares				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BRAMOEEMIFIM(-1)	-0.052484	0.024262	-2.163242	0.0321
D(BRAMOEEMIFIM(-1))	-0.463681	0.075668	-6.127873	0.0000
D(BRAMOEEMIFIM(-2))	-0.084004	0.054861	-1.531197	0.1278
D(BRAMOEEMIFIM(-3))	-0.044774	0.055310	-0.809510	0.4195
D(BRAMOEEMIFIM(-4))	-0.046240	0.055304	-0.836111	0.4044
D(BRAMOEEMIFIM(-5))	-0.074113	0.054968	-1.348297	0.1796
D(BRAMOEEMIFIM(-6))	-0.080464	0.055049	-1.461684	0.1459
D(BRAMOEEMIFIM(-7))	-0.082093	0.055645	-1.475296	0.1422
D(BRAMOEEMIFIM(-8))	-0.101336	0.056405	-1.796575	0.0744
D(BRAMOEEMIFIM(-9))	-0.130003	0.057317	-2.268126	0.0247
D(BRAMOEEMIFIM(-10))	-0.106782	0.059139	-1.805626	0.0730
D(BRAMOEEMIFIM(-11))	-0.079830	0.061384	-1.300512	0.1954
D(BRAMOEEMIFIM(-12))	0.901695	0.063849	14.12229	0.0000
D(BRAMOEEMIFIM(-13))	0.396046	0.084155	4.706147	0.0000
C	971.6803	473.2260	2.053311	0.0418
@TREND(2001M01)	59.59428	28.02918	2.126152	0.0351
R-squared	0.894675	Mean dependent var		1164.958
Adjusted R-squared	0.884143	S.D. dependent var		6207.190
S.E. of regression	2112.793	Akaike info criterion		18.24083
Sum squared resid	6.70E+08	Schwarz criterion		18.54078
Log likelihood	-1497.989	F-statistic		84.94432
Durbin-Watson stat	1.992745	Prob(F-statistic)		0.000000

Fonte: Elaborado pelo autor, por meio do *software Eviews*.

Diante do resultado da tabela 9, pode-se concluir que a emissão de moeda no Brasil é não estacionária em nível com intercepto e tendência, ou seja, não rejeitamos H_0 , uma vez que

o valor absoluto do teste t [2.163242] se mostrou inferior aos valores críticos de 1%, 5% e 10%.

Repetindo o exercício anterior, só que desta vez para a primeira diferença da série emissão de moeda no Brasil, isto é, $\Delta \text{bramoemifim} = \text{bramoemifim}_t - \text{bramoemifim}_{t-1}$, é possível concluir que a série emissão de moeda no Brasil é não estacionária em primeira diferença, ou seja, não rejeitamos H_0 , uma vez que o valor absoluto do teste t [1.403192] se mostrou inferior aos valores críticos de 1%, 5% e 10%, conforme o resultado da tabela 10.

Tabela 10: O Teste ADF para a emissão de moeda no Brasil em primeira diferença

Null Hypothesis: D(BRAMOEEMIFIM) has a unit root					
Exogenous: Constant, Linear Trend					
Lag Length: 12 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)					
			t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-1.403192	0.8568	
Test critical values:	1% level		-4.014288		
	5% level		-3.437122		
	10% level		-3.142739		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					
Augmented Dickey-Fuller Test Equation					
Dependent Variable: D(BRAMOEEMIFIM,2)					
Method: Least Squares					
	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	D(BRAMOEEMIFIM(-1))	-0.848814	0.604917	-1.403192	0.1626
	D(BRAMOEEMIFIM(-1),2)	-0.635691	0.589415	-1.078513	0.2825
	D(BRAMOEEMIFIM(-2),2)	-0.725552	0.542866	-1.336522	0.1834
	D(BRAMOEEMIFIM(-3),2)	-0.772414	0.495536	-1.558744	0.1212
	D(BRAMOEEMIFIM(-4),2)	-0.817573	0.447954	-1.825127	0.0700
	D(BRAMOEEMIFIM(-5),2)	-0.887073	0.400870	-2.212867	0.0284
	D(BRAMOEEMIFIM(-6),2)	-0.958576	0.354336	-2.705273	0.0076
	D(BRAMOEEMIFIM(-7),2)	-1.027355	0.307510	-3.340884	0.0011
	D(BRAMOEEMIFIM(-8),2)	-1.111036	0.260553	-4.264151	0.0000
	D(BRAMOEEMIFIM(-9),2)	-1.218677	0.214104	-5.691972	0.0000
	D(BRAMOEEMIFIM(-10),2)	-1.297482	0.168526	-7.699006	0.0000
	D(BRAMOEEMIFIM(-11),2)	-1.344554	0.123089	-10.92346	0.0000
	D(BRAMOEEMIFIM(-12),2)	-0.405687	0.085055	-4.769713	0.0000
	C	893.4836	477.5578	1.870943	0.0633
	@TREND(2001M01)	-0.143537	4.859131	-0.029540	0.9765
	R-squared	0.956849	Mean dependent var		123.2169
	Adjusted R-squared	0.952848	S.D. dependent var		9847.729
	S.E. of regression	2138.380	Akaike info criterion		18.25950
	Sum squared resid	6.90E+08	Schwarz criterion		18.54070
	Log likelihood	-1500.539	F-statistic		239.1672
	Durbin-Watson stat	1.993672	Prob(F-statistic)		0.000000

Fonte: Elaborado pelo autor, por meio do *software Eviews*.

Já para a segunda diferença da série emissão de moeda no Brasil, pode-se concluir que esta série é estacionária, ou seja, rejeitamos H_0 , uma vez que o valor absoluto do teste t

[17.69648] se mostrou superior aos valores críticos de 1%, 5% e 10%, conforme o resultado da tabela 11.

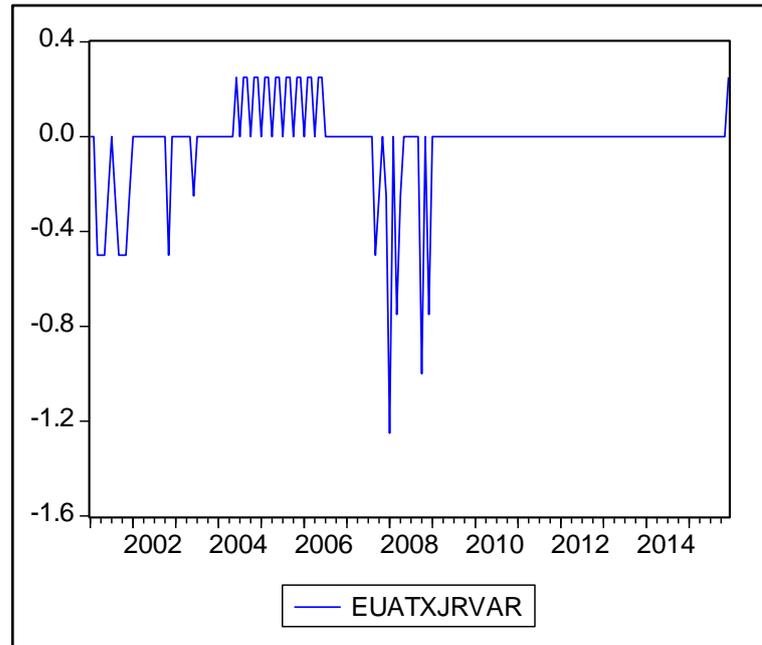
Tabela 11: O Teste ADF para a emissão de moeda no Brasil em segunda diferença

Null Hypothesis: D(BRAMOEEMIFIM,2) has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 11 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-17.69648	0.0000
Test critical values:	1% level		-4.014288	
	5% level		-3.437122	
	10% level		-3.142739	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(BRAMOEEMIFIM,3)				
Method: Least Squares				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(BRAMOEEMIFIM(-1),2)	-17.49186	0.988438	-17.69648	0.0000
D(BRAMOEEMIFIM(-1),3)	15.03552	0.921567	16.31516	0.0000
D(BRAMOEEMIFIM(-2),3)	13.55707	0.846509	16.01526	0.0000
D(BRAMOEEMIFIM(-3),3)	12.10045	0.766093	15.79502	0.0000
D(BRAMOEEMIFIM(-4),3)	10.66735	0.683356	15.61024	0.0000
D(BRAMOEEMIFIM(-5),3)	9.232775	0.599339	15.40492	0.0000
D(BRAMOEEMIFIM(-6),3)	7.794665	0.513176	15.18907	0.0000
D(BRAMOEEMIFIM(-7),3)	6.356441	0.426122	14.91696	0.0000
D(BRAMOEEMIFIM(-8),3)	4.904016	0.338978	14.46707	0.0000
D(BRAMOEEMIFIM(-9),3)	3.414348	0.251556	13.57293	0.0000
D(BRAMOEEMIFIM(-10),3)	1.918400	0.163414	11.73951	0.0000
D(BRAMOEEMIFIM(-11),3)	0.450822	0.078988	5.707441	0.0000
C	477.6576	375.6812	1.271444	0.2055
@TREND(2001M01)	-4.899309	3.493050	-1.402587	0.1628
R-squared	0.986281	Mean dependent var		78.84940
Adjusted R-squared	0.985107	S.D. dependent var		17578.35
S.E. of regression	2145.185	Akaike info criterion		18.26041
Sum squared resid	6.99E+08	Schwarz criterion		18.52286
Log likelihood	-1501.614	F-statistic		840.5578
Durbin-Watson stat	2.022916	Prob(F-statistic)		0.000000

Fonte: Elaborado pelo autor, por meio do *software Eviews*.

Já a variação da taxa de juros norte-americana, neste estudo identificada como *euatxjrvar*, é a variação da taxa de juros oficial nos Estados Unidos acumulada no mês anualizada na base de 252 dias do período t em relação ao período $t-1$, % a.a., extraída do FED, com atualização mensal iniciada em 31/01/2000 e sem data de encerramento prevista.

Gráfico 37: A variação da taxa de juros norte-americana (*euatxjrvar*) de janeiro de 2001 a dezembro de 2015



Fonte: Elaborado pelo autor, por meio do *software Eviews*.

Para detectar a estacionariedade na série variação da taxa de juros norte-americana, será aplicado o teste ADF, considerando as mesmas hipóteses utilizadas para a série taxa de juros brasileira.

Tabela 12: O Teste ADF para a variação da taxa de juros norte-americana em nível

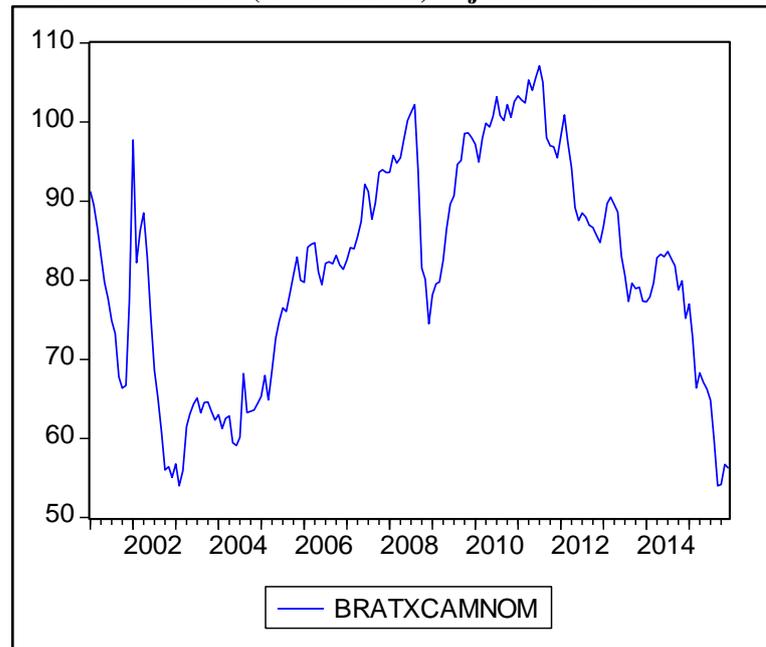
Null Hypothesis: EUATXJRVAR has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-4.167511	0.0061
Test critical values:	1% level		-4.010740	
	5% level		-3.435413	
	10% level		-3.141734	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(EUATXJRVAR)				
Method: Least Squares				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EUATXJRVAR(-1)	-0.361754	0.086803	-4.167511	0.0000
D(EUATXJRVAR(-1))	-0.482210	0.090734	-5.314545	0.0000
D(EUATXJRVAR(-2))	-0.156409	0.074096	-2.110885	0.0362
C	-0.019447	0.027222	-0.714381	0.4760
@TREND(2001M01)	0.000142	0.000257	0.553763	0.5805
R-squared	0.442280	Mean dependent var		0.004237
Adjusted R-squared	0.429309	S.D. dependent var		0.228437
S.E. of regression	0.172571	Akaike info criterion		-0.648175
Sum squared resid	5.122283	Schwarz criterion		-0.558453
Log likelihood	62.36351	F-statistic		34.09957
Durbin-Watson stat	2.020407	Prob(F-statistic)		0.000000

Fonte: Elaborado pelo autor, por meio do *software Eviews*.

Diante do resultado da tabela 12, pode-se concluir que a série variação da taxa de juros norte-americana é estacionária em nível com intercepto e tendência, ou seja, rejeitamos H_0 , uma vez que o valor absoluto do teste t [4.167511] se mostrou superior aos valores críticos de 1%, 5% e 10%.

A taxa de câmbio, identificada como *bratxcamnom* neste estudo, trata-se da taxa de câmbio efetiva nominal, parceiros de comércio pelo índice de preços ao consumidor, extraída do Fundo Monetário Internacional (FMI), com atualização mensal e sem data de encerramento prevista.

Gráfico 38: A taxa de câmbio (bratxcamn) de janeiro de 2001 a dezembro de 2015



Fonte: Elaborado pelo autor, por meio do *software Eviews*.

Para detectar a estacionariedade na série taxa de câmbio, será aplicado o teste ADF, considerando as mesmas hipóteses utilizadas para a série taxa de juros brasileira.

Tabela 13: O Teste ADF para a taxa de câmbio em nível

Null Hypothesis: BRATXCAMNOM has a unit root					
Exogenous: Constant, Linear Trend					
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)					
			t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-1.449654	0.8429	
Test critical values:	1% level		-4.010440		
	5% level		-3.435269		
	10% level		-3.141649		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					
Augmented Dickey-Fuller Test Equation					
Dependent Variable: D(BRATXCAMNOM)					
Method: Least Squares					
	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	BRATXCAMNOM(-1)	-0.029834	0.020580	-1.449654	0.1490
	D(BRATXCAMNOM(-1))	0.148149	0.075980	1.949830	0.0528
	C	2.280031	1.596240	1.428376	0.1550
	@TREND(2001M01)	-5.74E-05	0.005469	-0.010497	0.9916
	R-squared	0.030309	Mean dependent var		-0.187135
	Adjusted R-squared	0.013590	S.D. dependent var		3.524750
	S.E. of regression	3.500717	Akaike info criterion		5.366028
	Sum squared resid	2132.373	Schwarz criterion		5.437529
	Log likelihood	-473.5765	F-statistic		1.812885
	Durbin-Watson stat	2.007780	Prob(F-statistic)		0.146580

Fonte: Elaborado pelo autor, por meio do *software Eviews*.

Diante do resultado da tabela 13, pode-se concluir que a série taxa de câmbio é não estacionária em nível com intercepto e tendência, ou seja, não rejeitamos H_0 , uma vez que o valor absoluto do teste t [1.449654] se mostrou inferior aos valores críticos de 1%, 5% e 10%.

Repetindo o exercício anterior, só que desta vez para a primeira diferença da série taxa de câmbio, isto é, $\Delta bratxcamnomo = bratxcamnomo_t - bratxcamnomo_{t-1}$, é possível concluir que a série taxa de câmbio é estacionária em primeira diferença, ou seja, rejeitamos H_0 , uma vez que o valor absoluto do teste t [11.64089] se mostrou superior aos valores críticos de 1%, 5% e 10%, conforme o resultado da tabela 14.

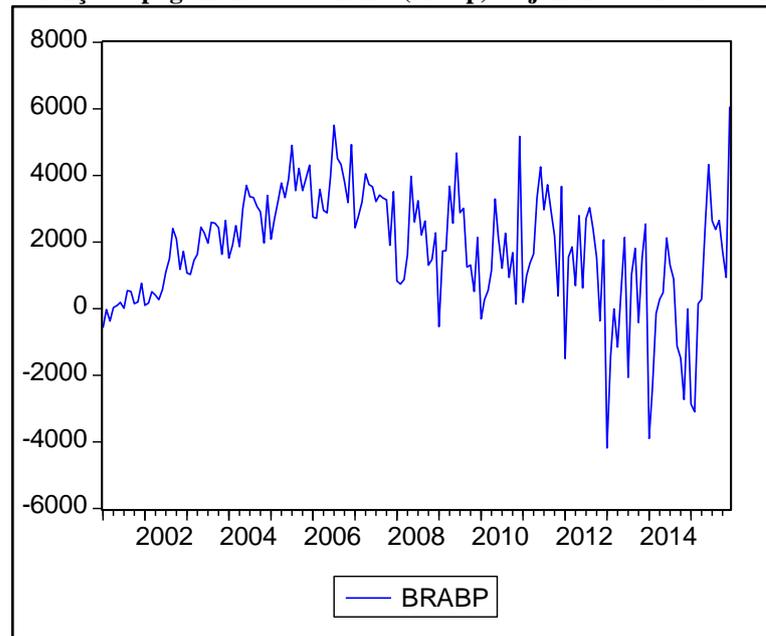
Tabela 14: O Teste ADF para a taxa de câmbio em primeira diferença

Null Hypothesis: D(BRATXCAMNOM) has a unit root					
Exogenous: Constant, Linear Trend					
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)					
			t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-11.64089	0.0000	
Test critical values:	1% level		-4.010440		
	5% level		-3.435269		
	10% level		-3.141649		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					
Augmented Dickey-Fuller Test Equation					
Dependent Variable: D(BRATXCAMNOM,2)					
Method: Least Squares					
	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	D(BRATXCAMNOM(-1))	-0.872115	0.074918	-11.64089	0.0000
	C	0.098057	0.533129	0.183928	0.8543
	@TREND(2001M01)	-0.002877	0.005127	-0.561204	0.5754
	R-squared	0.436419	Mean dependent var		0.006685
	Adjusted R-squared	0.429979	S.D. dependent var		4.651295
	S.E. of regression	3.511717	Akaike info criterion		5.366797
	Sum squared resid	2158.127	Schwarz criterion		5.420423
	Log likelihood	-474.6450	F-statistic		67.75731
	Durbin-Watson stat	2.002241	Prob(F-statistic)		0.000000

Fonte: Elaborado pelo autor, por meio do *software Eviews*.

A balança de pagamentos brasileira, que é a diferença entre as exportações de bens e as importações de bens, identificada como *brabp* neste estudo, é representada pela balança comercial – saldo, em milhões de US\$, extraída das séries históricas do BCB, com atualização mensal iniciada em 1/1/1995 e sem data de encerramento prevista.

Gráfico 39: A balança de pagamentos brasileira (brabp) de janeiro de 2001 a dezembro de 2015



Fonte: Elaborado pelo autor, por meio do *software Eviews*.

Para detectar a estacionariedade na série balança de pagamentos brasileira, será aplicado o teste ADF, considerando as mesmas hipóteses utilizadas para a série taxa de juros brasileira.

Tabela 15: O Teste ADF para a balança de pagamentos brasileira em nível

Null Hypothesis: BRABP has a unit root					
Exogenous: Constant, Linear Trend					
Lag Length: 13 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)					
			t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.266919	0.4492	
Test critical values:	1% level		-4.014288		
	5% level		-3.437122		
	10% level		-3.142739		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					
Augmented Dickey-Fuller Test Equation					
Dependent Variable: D(BRABP)					
Method: Least Squares					
	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	BRABP(-1)	-0.191778	0.084598	-2.266919	0.0248
	D(BRABP(-1))	-0.455087	0.106796	-4.261276	0.0000
	D(BRABP(-2))	-0.078870	0.112340	-0.702065	0.4837
	D(BRABP(-3))	-0.033495	0.109411	-0.306138	0.7599
	D(BRABP(-4))	-0.159046	0.107745	-1.476138	0.1420
	D(BRABP(-5))	-0.251717	0.107751	-2.336099	0.0208
	D(BRABP(-6))	-0.140594	0.108290	-1.298305	0.1962
	D(BRABP(-7))	-0.069792	0.109151	-0.639402	0.5235
	D(BRABP(-8))	-0.103590	0.110055	-0.941252	0.3481
	D(BRABP(-9))	-0.055749	0.109137	-0.510816	0.6102
	D(BRABP(-10))	-0.121850	0.109429	-1.113515	0.2673
	D(BRABP(-11))	-0.207210	0.108408	-1.911397	0.0579
	D(BRABP(-12))	0.411652	0.105707	3.894259	0.0001
	D(BRABP(-13))	0.254878	0.088989	2.864155	0.0048
	C	642.7823	334.5897	1.921106	0.0566
	@TREND(2001M01)	-2.435391	2.239448	-1.087496	0.2786
	R-squared	0.574089	Mean dependent var		35.50361
	Adjusted R-squared	0.531498	S.D. dependent var		1678.250
	S.E. of regression	1148.716	Akaike info criterion		17.02210
	Sum squared resid	1.98E+08	Schwarz criterion		17.32205
	Log likelihood	-1396.834	F-statistic		13.47908
	Durbin-Watson stat	2.024895	Prob(F-statistic)		0.000000

Fonte: Elaborado pelo autor, por meio do *software Eviews*.

Diante do resultado da tabela 15, pode-se concluir que a balança de pagamentos brasileira é não estacionária em nível com intercepto e tendência, ou seja, não rejeitamos H_0 ,

uma vez que o valor absoluto do teste t [2.266919] se mostrou inferior aos valores críticos de 1%, 5% e 10%.

Repetindo o exercício anterior, só que desta vez para a primeira diferença da série balança de pagamentos brasileira, isto é, $\Delta brabp = brabp_t - brabp_{t-1}$, é possível concluir que a série balança de pagamentos brasileira é não estacionária em primeira diferença, ou seja, não rejeitamos H_0 , uma vez que o valor absoluto do teste t [3.013374] se mostrou inferior aos valores críticos de 1%, 5% e 10%, conforme o resultado da tabela 16.

Tabela 16: O Teste ADF para a balança de pagamentos brasileira em primeira diferença

Null Hypothesis: D(BRABP) has a unit root					
Exogenous: Constant, Linear Trend					
Lag Length: 12 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)					
			t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-3.013374	0.1317	
Test critical values:	1% level		-4.014288		
	5% level		-3.437122		
	10% level		-3.142739		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					
Augmented Dickey-Fuller Test Equation					
Dependent Variable: D(BRABP,2)					
Method: Least Squares					
	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	D(BRABP(-1))	-2.856372	0.947898	-3.013374	0.0030
	D(BRABP(-1),2)	1.244972	0.914301	1.361665	0.1753
	D(BRABP(-2),2)	1.032619	0.850362	1.214330	0.2265
	D(BRABP(-3),2)	0.879340	0.786699	1.117759	0.2654
	D(BRABP(-4),2)	0.610916	0.721088	0.847215	0.3982
	D(BRABP(-5),2)	0.263695	0.650760	0.405211	0.6859
	D(BRABP(-6),2)	0.045297	0.577458	0.078442	0.9376
	D(BRABP(-7),2)	-0.086142	0.499258	-0.172540	0.8632
	D(BRABP(-8),2)	-0.236505	0.418021	-0.565771	0.5724
	D(BRABP(-9),2)	-0.323314	0.338841	-0.954175	0.3415
	D(BRABP(-10),2)	-0.463180	0.259031	-1.788129	0.0758
	D(BRABP(-11),2)	-0.675974	0.175656	-3.848280	0.0002
	D(BRABP(-12),2)	-0.256721	0.090196	-2.846242	0.0050
	C	51.01023	212.1450	0.240450	0.8103
	@TREND(2001M01)	0.037191	1.982500	0.018760	0.9851
	R-squared	0.846401	Mean dependent var		30.45000
	Adjusted R-squared	0.832160	S.D. dependent var		2842.086
	S.E. of regression	1164.352	Akaike info criterion		17.04373
	Sum squared resid	2.05E+08	Schwarz criterion		17.32494
	Log likelihood	-1399.630	F-statistic		59.43440
	Durbin-Watson stat	2.022368	Prob(F-statistic)		0.000000

Fonte: Elaborado pelo autor, por meio do *software Eviews*.

Já para a segunda diferença da série balança de pagamentos brasileira, pode-se concluir que esta série é estacionária, ou seja, rejeitamos H_0 , uma vez que o valor absoluto do

teste t [10.76478] se mostrou superior aos valores críticos de 1%, 5% e 10%, conforme o resultado da tabela 17.

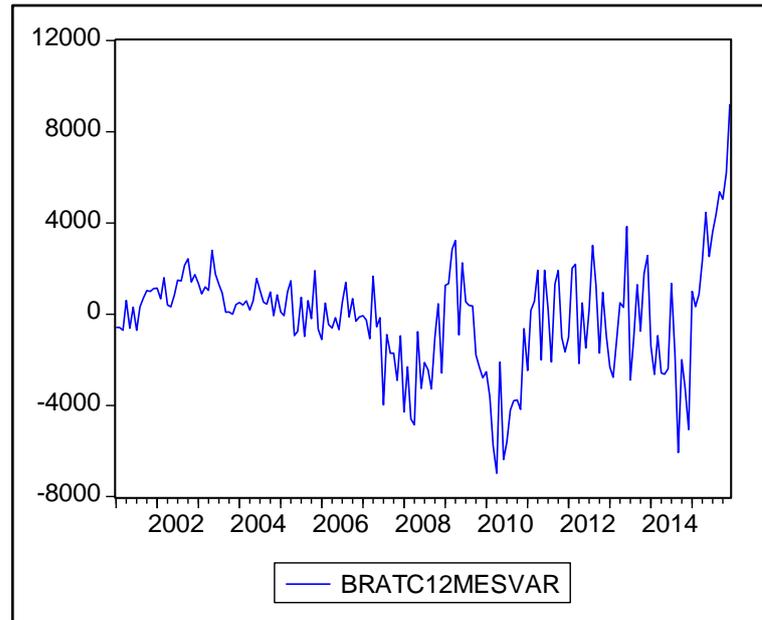
Tabela 17: O Teste ADF para a balança de pagamentos brasileira em segunda diferença

Null Hypothesis: D(BRABP,2) has a unit root					
Exogenous: Constant, Linear Trend					
Lag Length: 12 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)					
			t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-10.76478	0.0000	
Test critical values:	1% level		-4.014635		
	5% level		-3.437289		
	10% level		-3.142837		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					
Augmented Dickey-Fuller Test Equation					
Dependent Variable: D(BRABP,3)					
Method: Least Squares					
	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	D(BRABP(-1),2)	-21.10707	1.960753	-10.76478	0.0000
	D(BRABP(-1),3)	18.50910	1.907168	9.705017	0.0000
	D(BRABP(-2),3)	16.74870	1.795454	9.328394	0.0000
	D(BRABP(-3),3)	15.03137	1.659466	9.057956	0.0000
	D(BRABP(-4),3)	13.22657	1.503572	8.796761	0.0000
	D(BRABP(-5),3)	11.26081	1.330680	8.462445	0.0000
	D(BRABP(-6),3)	9.285495	1.143225	8.122192	0.0000
	D(BRABP(-7),3)	7.401011	0.947499	7.811102	0.0000
	D(BRABP(-8),3)	5.617695	0.753852	7.451983	0.0000
	D(BRABP(-9),3)	4.019408	0.567444	7.083355	0.0000
	D(BRABP(-10),3)	2.536472	0.389759	6.507789	0.0000
	D(BRABP(-11),3)	1.073732	0.225002	4.772093	0.0000
	D(BRABP(-12),3)	0.269685	0.083853	3.216177	0.0016
	C	-166.3738	206.0762	-0.807341	0.4207
	@TREND(2001M01)	2.246259	1.913477	1.173915	0.2423
	R-squared	0.953879	Mean dependent var		34.23455
	Adjusted R-squared	0.949574	S.D. dependent var		5179.507
	S.E. of regression	1163.096	Akaike info criterion		17.04207
	Sum squared resid	2.03E+08	Schwarz criterion		17.32443
	Log likelihood	-1390.971	F-statistic		221.5922
	Durbin-Watson stat	2.010406	Prob(F-statistic)		0.000000

Fonte: Elaborado pelo autor, por meio do *software Eviews*.

Já a variação das transações correntes no Brasil, neste estudo identificada como *bratc12mesvar*, corresponde à variação das transações correntes no período t em relação ao período $t-1$, acumulada em doze meses em milhões de US\$, extraída das séries históricas do BCB, com atualização mensal iniciada em 1/12/1995 e sem data de encerramento prevista.

Gráfico 40: A variação das transações correntes no Brasil (*bratc12mesvar*) de janeiro de 2001 a dezembro de 2015



Fonte: Elaborado pelo autor, por meio do *software Eviews*.

Para detectar a estacionariedade na série variação das transações correntes no Brasil, será aplicado o teste ADF, considerando as mesmas hipóteses utilizadas para a série taxa de juros brasileira.

Tabela 18: O Teste ADF para a variação das transações correntes no Brasil em nível

Null Hypothesis: BRATC12MESVAR has a unit root					
Exogenous: Constant, Linear Trend					
Lag Length: 12 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)					
			t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.396571	0.3800	
Test critical values:	1% level		-4.013946		
	5% level		-3.436957		
	10% level		-3.142642		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					
Augmented Dickey-Fuller Test Equation					
Dependent Variable: D(BRATC12MESVAR)					
Method: Least Squares					
	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	BRATC12MESVAR(-1)	-0.268670	0.112106	-2.396571	0.0178
	D(BRATC12MESVAR(-1))	-0.299700	0.111057	-2.698612	0.0078
	D(BRATC12MESVAR(-2))	-0.122484	0.110569	-1.107757	0.2697
	D(BRATC12MESVAR(-3))	0.138967	0.108469	1.281164	0.2021
	D(BRATC12MESVAR(-4))	0.155092	0.107522	1.442417	0.1512
	D(BRATC12MESVAR(-5))	0.163458	0.107399	1.521973	0.1301
	D(BRATC12MESVAR(-6))	0.294842	0.107660	2.738651	0.0069
	D(BRATC12MESVAR(-7))	0.278252	0.110688	2.513851	0.0130
	D(BRATC12MESVAR(-8))	0.231863	0.111003	2.088803	0.0384
	D(BRATC12MESVAR(-9))	0.170256	0.109971	1.548181	0.1237
	D(BRATC12MESVAR(-10))	0.092893	0.107760	0.862037	0.3900
	D(BRATC12MESVAR(-11))	0.062577	0.098382	0.636060	0.5257
	D(BRATC12MESVAR(-12))	-0.390927	0.081987	-4.768142	0.0000
	C	-41.15679	270.6976	-0.152040	0.8794
	@TREND(2001M01)	-0.090333	2.739924	-0.032969	0.9737
	R-squared	0.482434	Mean dependent var		48.35150
	Adjusted R-squared	0.434764	S.D. dependent var		1982.064
	S.E. of regression	1490.159	Akaike info criterion		17.53668
	Sum squared resid	3.38E+08	Schwarz criterion		17.81674
	Log likelihood	-1449.313	F-statistic		10.12019
	Durbin-Watson stat	2.060563	Prob(F-statistic)		0.000000

Fonte: Elaborado pelo autor, por meio do *software Eviews*.

Diante do resultado da tabela 18, pode-se concluir que a série variação das transações correntes no Brasil é não estacionária em nível com intercepto e tendência, ou seja, não

rejeitamos H_0 , uma vez que o valor absoluto do teste t [2.396571] se mostrou inferior aos valores críticos de 1%, 5% e 10%.

Repetindo o exercício anterior, só que desta vez para a primeira diferença da série variação das transações correntes no Brasil (bratc12mesvar), isto é, $\Delta \text{bratc12mesvar} = \text{bratc12mesvar}_t - \text{bratc12mesvar}_{t-1}$, é possível concluir que a série variação das transações correntes no Brasil é estacionária em primeira diferença, ou seja, rejeitamos H_0 , uma vez que o valor absoluto do teste t [15.67547] se mostrou superior aos valores críticos de 1%, 5% e 10%, conforme o resultado da tabela 19.

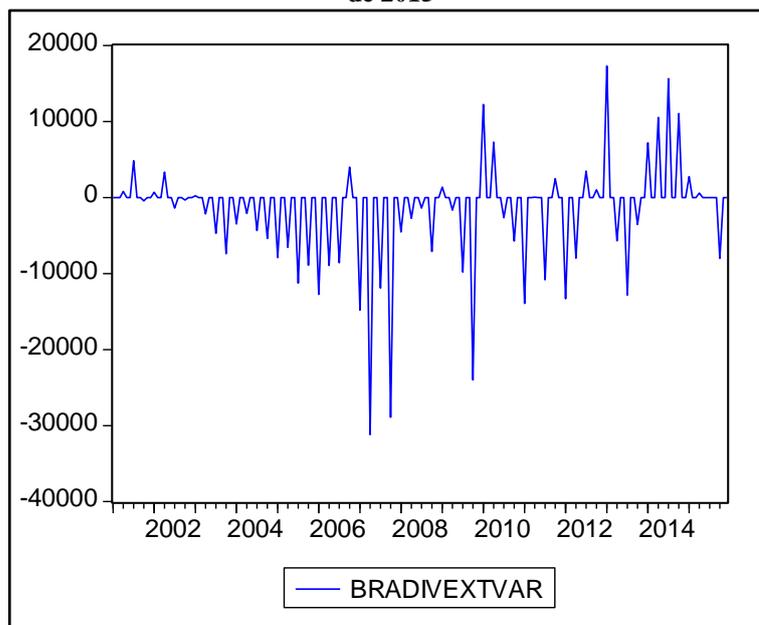
Tabela 19: O Teste ADF para a variação das transações correntes no Brasil em primeira diferença

Null Hypothesis: D(BRATC12MESVAR) has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-15.67547	0.0000
Test critical values:	1% level		-4.010740	
	5% level		-3.435413	
	10% level		-3.141734	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(BRATC12MESVAR,2)				
Method: Least Squares				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(BRATC12MESVAR(-1))	-1.922327	0.122633	-15.67547	0.0000
D(BRATC12MESVAR(-1),2)	0.341064	0.072363	4.713225	0.0000
C	-158.2412	254.4485	-0.621899	0.5348
@TREND(2001M01)	2.718257	2.440538	1.113794	0.2669
R-squared	0.745729	Mean dependent var		17.68870
Adjusted R-squared	0.741320	S.D. dependent var		3257.151
S.E. of regression	1656.607	Akaike info criterion		17.68527
Sum squared resid	4.75E+08	Schwarz criterion		17.75705
Log likelihood	-1561.146	F-statistic		169.1257
Durbin-Watson stat	1.980206	Prob(F-statistic)		0.000000

Fonte: Elaborado pelo autor, por meio do *software Eviews*.

Por fim, a variação da dívida externa líquida brasileira, identificada como *bradivextvar* neste estudo, corresponde à variação da dívida externa líquida brasileira no período t em relação ao período $t-1$, em milhões de US\$, extraída das séries históricas do BCB.

Gráfico 41: A variação da dívida externa líquida brasileira (*bradivextvar*) de janeiro de 2001 a dezembro de 2015



Fonte: Elaborado pelo autor, por meio do *software Eviews*.

Para detectar a estacionariedade na série variação da dívida externa líquida brasileira, será aplicado o teste ADF, considerando as mesmas hipóteses utilizadas para a série taxa de juros brasileira.

Tabela 20: O Teste ADF para a variação da dívida externa líquida brasileira em nível

Null Hypothesis: BRADIVEXTVAR has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-5.179478	0.0002
Test critical values:	1% level		-4.010740	
	5% level		-3.435413	
	10% level		-3.141734	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(BRADIVEXTVAR)				
Method: Least Squares				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BRADIVEXTVAR(-1)	-0.660104	0.127446	-5.179478	0.0000
D(BRADIVEXTVAR(-1))	-0.376007	0.101339	-3.710402	0.0003
D(BRADIVEXTVAR(-2))	-0.411857	0.069836	-5.897528	0.0000
C	-1441.764	824.8557	-1.747899	0.0823
@TREND(2001M01)	6.938736	7.581908	0.915170	0.3614
R-squared	0.609313	Mean dependent var		0.000000
Adjusted R-squared	0.600228	S.D. dependent var		8028.501
S.E. of regression	5076.224	Akaike info criterion		19.93037
Sum squared resid	4.43E+09	Schwarz criterion		20.02009
Log likelihood	-1758.837	F-statistic		67.06266
Durbin-Watson stat	1.980193	Prob(F-statistic)		0.000000

Fonte: Elaborado pelo autor, por meio do *software Eviews*.

Diante do resultado da tabela 20, pode-se concluir que a série variação da dívida externa líquida brasileira é estacionária em nível com intercepto e tendência, ou seja, rejeitamos H_0 , uma vez que o valor absoluto do teste t [5.179478] se mostrou superior aos valores críticos de 1%, 5% e 10%.

5.3 Estimação e Resultados

Iniciando pelo modelo de regressão que explica a taxa de juros brasileira (bratxjr) como função da meta de inflação brasileira (brainfmeta), das expectativas de inflação no Brasil (braexpipca12mes), da inflação apresentada no Brasil (braipca12mes), do hiato do

produto brasileiro (hiatobrapib12mes), da emissão de moeda no Brasil (bramoeemifim), da variação da taxa de juros norte-americana (euatxjrvar), da taxa de câmbio (bratxcamnom), da balança de pagamentos brasileira (brabp), da variação das transações correntes no Brasil (bratc12mesvar) e da variação da dívida externa brasileira (bradivextvar), propõe-se a equação por MQO, usando dados do período de janeiro de 2001 até dezembro de 2015, conforme a seguir:

$$\text{bratxjr} = c(1) + c(2)*\text{brainfmeta} + c(3)*\text{braexpipca12mes} + c(4)*\text{braipca12mes} + c(5)*\text{hiatobrapib12mes} + c(6)*\text{bramoeemifim} + c(7)*\text{euatxjrvar} + c(8)*\text{bratxcamnom} + c(9)*\text{brabp} + c(10)*\text{bratc12mesvar} + c(11)*\text{bradivextvar}$$

Tal equação apresenta as seguintes estimativas para o modelo proposto:

$$\begin{aligned} \text{bratxjr} = & 27.39542162 - 1.299143339*\text{brainfmeta} - \\ & 0.04254553549*\text{braexpipca12mes} + 0.675693876*\text{braipca12mes} + 9.767714305e- \\ & 006*\text{hiatobrapib12mes} - 4.146244853e-005*\text{bramoeemifim} + 1.813029382*\text{euatxjrvar} - \\ & 0.1013403476*\text{bratxcamnom} + 0.0002593734739*\text{brabp} - 5.550462356e-005*\text{bratc12mesvar} \\ & - 1.219518752e-005*\text{bradivextvar} \end{aligned}$$

Tabela 21: O resultado da equação por MQO

Dependent Variable: BRATXJR				
Method: Least Squares				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	27.39542	2.235305	12.25579	0.0000
BRAINFMETA	-1.299143	0.322272	-4.031196	0.0001
BRAEXPIPCA12MES	-0.042546	0.117053	-0.363471	0.7167
BRAIPCA12MES	0.675694	0.063448	10.64955	0.0000
HIATOBRAPIB12MES	9.77E-06	1.55E-06	6.290378	0.0000
BRAMOEEMIFIM	-4.15E-05	2.22E-06	-18.65745	0.0000
EUATXJRVAR	1.813029	0.564367	3.212503	0.0016
BRATXCAMNOM	-0.101340	0.012297	-8.241161	0.0000
BRABP	0.000259	7.33E-05	3.536869	0.0005
BRATC12MESVAR	-5.55E-05	6.00E-05	-0.925791	0.3559
BRADIVEXTVAR	-1.22E-05	1.97E-05	-0.620197	0.5360
R-squared	0.911731	Mean dependent var		13.82611
Adjusted R-squared	0.906508	S.D. dependent var		4.519700
S.E. of regression	1.381966	Akaike info criterion		3.544055
Sum squared resid	322.7611	Schwarz criterion		3.739180
Log likelihood	-307.9649	F-statistic		174.5599
Durbin-Watson stat	0.273534	Prob(F-statistic)		0.000000

Fonte: Elaborado pelo autor, por meio do *software Eviews*.

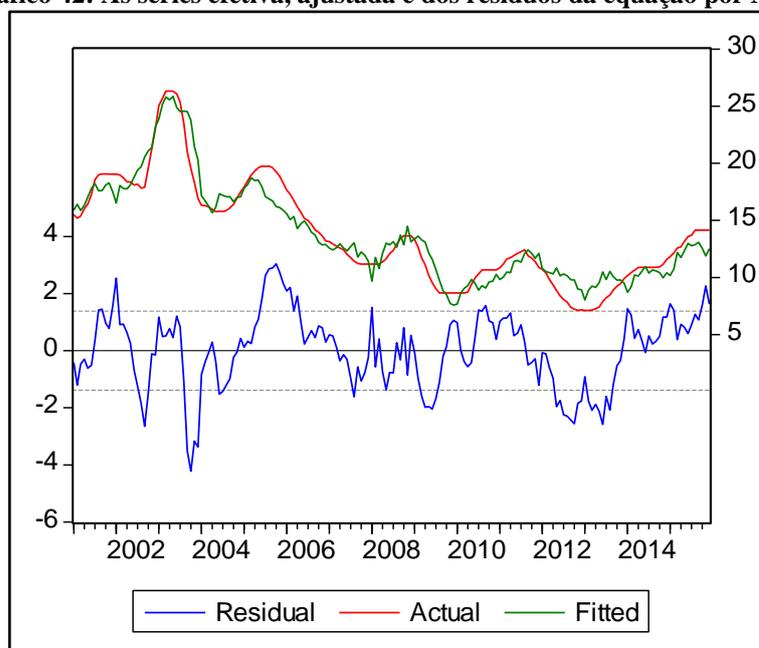
As informações que aparecem na tabela 21 são as seguintes: *Dependent Variable*: variável dependente; *Method: Least Squares*: mostra o método de estimação utilizado, neste caso, MQO; *Variable*: variáveis explicativas, inclusive a constante; *Coefficient*: estimativas dos coeficientes das variáveis explicativas; *Std. Error*: desvios-padrão de cada coeficiente; *t-statistic*: estatísticas t calculadas para cada coeficiente; *Prob.*: probabilidade (valor-p), probabilidade de cometer um erro tipo 1; *R-squared*: valor do R^2 ; *Adjusted R-squared*: valor do R^2 ajustado; *S.E. of regression*: desvio padrão da regressão; *Sum squared resid*: soma dos quadrados dos resíduos; *Log-likelihood*: valor da função de máxima verossimilhança; *F-statistic*: estatística F calculada; *Prob (F-statistic)*: valor-p para o teste F; *Mean dependent var*: média da variável dependente; *S.D. dependent var*: desvio padrão da variável dependente; *Akaike info criterion*: critério de informação de Akaike; *Schwarz criterion*: critério de Schwarz; *Hannan-Quinn criter.*: alternativa para AIC e critério de informação Bayesiano; *Durbin-Watson stat*: estatística d de Durbin-Watson para o teste de autocorrelação.

Existe uma grande infinidade de formas de avaliar-se um modelo de MQO. O coeficiente de determinação (R^2), conforme já explicado, é uma medida de ajustamento de um modelo estatístico linear em relação aos valores observados, indicando o grau de ajuste da regressão, ou seja, ele diz o quão bem a reta de regressão da amostra se ajusta aos dados. Neste caso, como o R^2 é igual 0.911731, conclui-se que o modelo é capaz de explicar 91,17% da variação na variável dependente (bratxjr), ficando o restante a cargo de outras variáveis, comportadas nos resíduos.

A estatística F segue a mesma lógica do teste t, a seguir apresentado, a diferença é que a estatística F avalia a significância global dos regressores (variáveis explicativas). No modelo apresentado na tabela 21 o teste F (174.5599) é válido também, pois sua probabilidade de não relevância é de 0.000000.

Com a análise gráfica, disponível no gráfico 41, é possível avaliar o ajustamento dos dados expresso pelo coeficiente de determinação (R^2), comparando as linhas *Actual* e *Fitted*. Além disso, ela também viabiliza a análise do resíduo por meio da linha *Residual*. Quanto mais próximo de 0 o resíduo melhor, pois o resíduo representa o que não é explicado pela regressão.

Gráfico 42: As séries efetiva, ajustada e dos resíduos da equação por MQO



Fonte: Elaborado pelo autor, por meio do *software Eviews*.

O teste t serve para avaliar a significância estatística de cada uma das variáveis explicativas. O teste t segue uma distribuição de *Student* com graus de liberdade, de forma que, se o valor calculado for maior que o tabelado, rejeitamos a hipótese de que o coeficiente é estatisticamente igual a zero. Uma alternativa ao uso de tabelas estatísticas é a observação do p-valor, que fornece a probabilidade de rejeitar a hipótese nula quando ela é verdadeira. A regressão da tabela 21 possibilita identificar que as variáveis meta de inflação brasileira (brainfmeta), inflação apresentada no Brasil (braipca12mes), hiato do produto brasileiro (hiatobrapib12mes), emissão de moeda no Brasil (bramoeemifim), variação da taxa de juros norte-americana (euatxjrvar), taxa de câmbio (bratxcamnom) e balança de pagamentos brasileira (brabp) são estatisticamente significativas a 1%. Já as variáveis expectativas de inflação no Brasil (braexpipca12mes), variação das transações correntes no Brasil (bratc12mesvar) e variação da dívida externa brasileira (bradivextvar) não são significativas nem a 10%.

Outra análise necessária diz respeito à estacionariedade das séries. Ao regressar séries temporais não estacionárias em nível, como meta de inflação brasileira, expectativas de inflação no Brasil, inflação apresentada no Brasil, emissão de moeda no Brasil, taxa de câmbio, balança de pagamentos brasileira e variação das transações correntes no Brasil, pode-se incorrer no problema denominado de regressão espúria, cujos resultados são duvidosos. O baixo valor da estatística de Durbin-Watson (0.273534) é um indício desse tipo de problema. Nesse caso, os testes t e F usuais não são válidos.

Apesar das séries meta de inflação brasileira, expectativas de inflação no Brasil, inflação apresentada no Brasil, emissão de moeda no Brasil, taxa de câmbio, balança de pagamentos brasileira e variação das transações correntes no Brasil serem não estacionárias em nível, é possível que a combinação linear dessas e das demais variáveis inseridas no modelo, expressa pelo resíduo da regressão por MQO, seja estacionária. Caso isso ocorra, as séries serão ditas cointegradas, ou seja, elas estão na “mesma onda” e suas tendências se anulam. Se for esse o caso, a regressão sobre os níveis das variáveis fará sentido (isto é, não é espúria).

Examinando os resíduos dessa regressão, pode ser evidenciado na tabela 22 que a função de autocorrelação amostral declina rapidamente em direção a zero, supondo uma série estacionária.

Tabela 22: A função de autocorrelação amostral do resíduo do modelo MQO em nível

Date: 10/27/16 Time: 23:48 Sample: 2001M01 2015M12 Included observations: 180						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.847	0.847	131.43	0.000
		2	0.705	-0.047	222.84	0.000
		3	0.537	-0.171	276.28	0.000
		4	0.386	-0.056	303.99	0.000
		5	0.276	0.055	318.31	0.000
		6	0.219	0.102	327.32	0.000
		7	0.191	0.038	334.25	0.000
		8	0.161	-0.069	339.20	0.000
		9	0.173	0.119	344.95	0.000
		10	0.145	-0.106	348.98	0.000
		11	0.117	-0.019	351.65	0.000
		12	0.093	0.031	353.34	0.000
		13	0.054	-0.055	353.91	0.000
		14	0.012	-0.039	353.94	0.000
		15	-0.020	-0.003	354.02	0.000
		16	-0.083	-0.169	355.38	0.000
		17	-0.134	-0.002	358.98	0.000
		18	-0.188	-0.087	366.13	0.000
		19	-0.249	-0.102	378.69	0.000
		20	-0.292	-0.016	396.14	0.000
		21	-0.310	-0.015	415.96	0.000
		22	-0.318	-0.039	436.95	0.000
		23	-0.319	-0.027	458.13	0.000
		24	-0.330	-0.156	481.04	0.000
		25	-0.333	0.032	504.48	0.000
		26	-0.319	0.049	526.09	0.000
		27	-0.271	0.086	541.86	0.000
		28	-0.235	-0.027	553.74	0.000
		29	-0.180	0.044	560.74	0.000
		30	-0.122	0.042	563.99	0.000
		31	-0.103	-0.061	566.32	0.000
		32	-0.084	-0.007	567.88	0.000
		33	-0.082	0.014	569.38	0.000
		34	-0.095	-0.051	571.40	0.000
		35	-0.114	-0.044	574.34	0.000
		36	-0.097	0.056	576.49	0.000

Fonte: Elaborado pelo autor, por meio do *software Eviews*.

Para testar se a série do resíduo é estacionária, será aplicado o teste ADF sobre os resíduos da regressão das variáveis, em nível, conforme expresso na tabela 23. Logo, a partir do valor absoluto do teste t (3.497549), pode-se verificar que a 5% e a 10% há cointegração, pois o resíduo é estacionário em nível. No entanto, a 1% tal hipótese não se confirma.

Tabela 23: O Teste ADF para o resíduo do modelo MQO em nível

Null Hypothesis: RESIDV2 has a unit root					
Exogenous: Constant, Linear Trend					
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)					
			t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-3.497549	0.0427	
Test critical values:	1% level		-4.010143		
	5% level		-3.435125		
	10% level		-3.141565		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					
Augmented Dickey-Fuller Test Equation					
Dependent Variable: D(RESIDV2)					
Method: Least Squares					
	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	RESIDV2(-1)	-0.133868	0.038275	-3.497549	0.0006
	C	-0.004621	0.102787	-0.044960	0.9642
	@TREND(2001M01)	0.000165	0.000991	0.166671	0.8678
R-squared	0.065250	Mean dependent var			0.011455
Adjusted R-squared	0.054627	S.D. dependent var			0.704172
S.E. of regression	0.684669	Akaike info criterion			2.096854
Sum squared resid	82.50370	Schwarz criterion			2.150274
Log likelihood	-184.6684	F-statistic			6.142769
Durbin-Watson stat	1.908531	Prob(F-statistic)			0.002638

Fonte: Elaborado pelo autor, por meio do *software Eviews*.

Analisando a tabela 24, que mostra a função autocorrelação amostral para os resíduos após a aplicação da primeira diferenciação a eles, as autocorrelações são próximas de zero.

Tabela 24: A função de autocorrelação amostral do resíduo do modelo MQO em primeira diferença

Date: 10/27/16 Time: 23:48 Sample: 2001M01 2015M12 Included observations: 179						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.021	-0.021	0.0788	0.779
		2	0.115	0.115	2.5008	0.286
		3	-0.041	-0.037	2.8149	0.421
		4	-0.155	-0.172	7.2685	0.122
		5	-0.203	-0.209	14.932	0.011
		6	-0.096	-0.079	16.661	0.011
		7	0.025	0.061	16.782	0.019
		8	-0.154	-0.183	21.248	0.007
		9	0.151	0.057	25.576	0.002
		10	-0.020	-0.045	25.650	0.004
		11	-0.038	-0.110	25.926	0.007
		12	0.103	0.075	27.977	0.006
		13	0.024	0.018	28.089	0.009
		14	-0.029	-0.054	28.254	0.013
		15	0.114	0.123	30.818	0.009
		16	-0.049	-0.084	31.295	0.012
		17	0.004	0.048	31.298	0.018
		18	0.009	0.040	31.316	0.026
		19	-0.051	-0.076	31.850	0.032
		20	-0.089	-0.027	33.455	0.030
		21	-0.044	-0.056	33.844	0.038
		22	-0.036	-0.064	34.105	0.048
		23	0.021	0.105	34.193	0.062
		24	-0.021	-0.140	34.287	0.080
		25	-0.073	-0.150	35.418	0.081
		26	-0.109	-0.134	37.937	0.061
		27	0.042	-0.028	38.321	0.073
		28	-0.032	-0.017	38.536	0.089
		29	-0.019	-0.113	38.610	0.109
		30	0.131	-0.014	42.358	0.067
		31	0.018	0.015	42.427	0.083
		32	0.051	-0.043	43.005	0.093
		33	-0.011	-0.034	43.033	0.113
		34	0.007	0.002	43.043	0.138
		35	-0.107	-0.089	45.640	0.108
		36	-0.045	-0.060	46.094	0.121

Fonte: Elaborado pelo autor, por meio do *software Eviews*.

Para testar se a série do resíduo é estacionária, após a aplicação da primeira diferenciação, será novamente realizado o teste ADF sobre os resíduos da regressão das variáveis, em primeira diferença. Logo, a partir do valor absoluto do teste t (8.145200), representado na tabela 25, pode-se verificar que a 1%, a 5% e a 10% há cointegração, pois o resíduo é estacionário em primeira diferença em todos os valores críticos analisados.

Tabela 25: O Teste ADF para o resíduo do modelo MQO em primeira diferença

Null Hypothesis: D(RESIDV2) has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 4 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-8.145200	0.0000
Test critical values:	1% level		-4.011663	
	5% level		-3.435858	
	10% level		-3.141996	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(RESIDV2,2)				
Method: Least Squares				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(RESIDV2(-1))	-1.345570	0.165198	-8.145200	0.0000
D(RESIDV2(-1),2)	0.285613	0.143312	1.992941	0.0479
D(RESIDV2(-2),2)	0.413235	0.125354	3.296557	0.0012
D(RESIDV2(-3),2)	0.405398	0.107236	3.780437	0.0002
D(RESIDV2(-4),2)	0.223552	0.075394	2.965126	0.0035
C	-0.005487	0.109172	-0.050259	0.9600
@TREND(2001M01)	0.000235	0.001038	0.226295	0.8212
R-squared	0.554538	Mean dependent var		-0.004293
Adjusted R-squared	0.538533	S.D. dependent var		1.011482
S.E. of regression	0.687113	Akaike info criterion		2.126762
Sum squared resid	78.84476	Schwarz criterion		2.253851
Log likelihood	-178.0283	F-statistic		34.64859
Durbin-Watson stat	2.018931	Prob(F-statistic)		0.000000

Fonte: Elaborado pelo autor, por meio do *software Eviews*.

Desta forma, serão utilizados os resíduos em primeira diferença para a construção do modelo ARIMA (p, d, q) sobre o resíduo, logo $d = 1$. Em relação aos parâmetros p e q, o correlograma e o correlograma parcial da série de resíduos em nível e em primeira diferença viabilizaram algumas experimentações para definir os níveis de autoregressão p – AR(p) e de médias móveis q – MA(q). Logo, ajustou-se o modelo ARIMA (9, 1, 7) à série dos resíduos, conforme a seguir.

$$\text{residv2} = c(1) + c(2)*\text{residv2}(-1) +$$

$$[\text{ar}(1)=c(3),\text{ar}(2)=c(4),\text{ar}(3)=c(5),\text{ar}(4)=c(6),\text{ar}(5)=c(7),\text{ar}(6)=c(8),\text{ar}(7)=c(9),\text{ar}(8)=c(10),\text{ar}(9)$$

$$=c(11),\text{ma}(1)=c(12),\text{ma}(2)=c(13),\text{ma}(3)=c(14),\text{ma}(4)=c(15),\text{ma}(5)=c(16),\text{ma}(6)=c(17),\text{ma}(7)=$$

$$c(18),\text{backcast}=2001\text{m}01]$$

Tabela 26: O resultado da equação pelo modelo ARIMA

Dependent Variable: RESIDV2				
Method: Least Squares				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000369	0.066820	0.005516	0.9956
RESIDV2(-1)	0.850424	0.612855	1.387643	0.1673
AR(1)	0.173297	0.818725	0.211667	0.8327
AR(2)	0.067559	0.542394	0.124556	0.9010
AR(3)	0.229165	0.424671	0.539629	0.5902
AR(4)	0.091251	0.213539	0.427327	0.6697
AR(5)	-0.064393	0.155717	-0.413523	0.6798
AR(6)	0.012888	0.147200	0.087554	0.9303
AR(7)	-0.369391	0.129313	-2.856566	0.0049
AR(8)	-0.109723	0.305411	-0.359265	0.7199
AR(9)	0.338837	0.356435	0.950628	0.3433
MA(1)	-0.157787	0.264583	-0.596361	0.5518
MA(2)	0.218748	0.202699	1.079176	0.2822
MA(3)	-0.216769	0.239072	-0.906711	0.3660
MA(4)	-0.229138	0.199837	-1.146621	0.2533
MA(5)	-0.227337	0.160543	-1.416056	0.1588
MA(6)	-0.037955	0.168279	-0.225549	0.8219
MA(7)	0.548126	0.160613	3.412722	0.0008
R-squared	0.818907	Mean dependent var		-0.003849
Adjusted R-squared	0.798653	S.D. dependent var		1.365287
S.E. of regression	0.612628	Akaike info criterion		1.957728
Sum squared resid	57.04755	Schwarz criterion		2.289754
Log likelihood	-148.4069	F-statistic		40.43217
Durbin-Watson stat	1.978633	Prob(F-statistic)		0.000000

Fonte: Elaborado pelo autor, por meio do *software Eviews*.

Como alguns parâmetros possuem alta probabilidade de não serem significativos, faz sentido um refinamento do modelo ARIMA (9, 1, 7). Logo, na tabela 27 é apresentado o resultado desta equação com os parâmetros significativos, mantendo o Durbin-Watson próximo de 2 (1.978793), sem impactar na redução significativa do R^2 (0.815131).

$$\text{residv2} = c(1) + c(2)*\text{residv2}(-1) +$$

$$[\text{ar}(3)=c(3),\text{ar}(7)=c(4),\text{ar}(8)=c(5),\text{ar}(9)=c(6),\text{ma}(2)=c(7),\text{ma}(3)=c(8),\text{ma}(4)=c(9),\text{ma}(5)=c(10),$$

$$\text{ma}(7)=c(11),\text{backcast}=2001\text{m}01]$$

Tabela 27: O resultado da equação pelo modelo ARIMA considerando os parâmetros significativos

Dependent Variable: RESIDV2				
Method: Least Squares				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.001610	0.051729	0.031124	0.9752
RESIDV2(-1)	0.877738	0.052441	16.73771	0.0000
AR(3)	0.173687	0.082616	2.102356	0.0371
AR(7)	-0.354874	0.090223	-3.933275	0.0001
AR(8)	-0.122314	0.065583	-1.865045	0.0640
AR(9)	0.276861	0.072483	3.819643	0.0002
MA(2)	0.257155	0.083405	3.083218	0.0024
MA(3)	-0.155720	0.074266	-2.096775	0.0376
MA(4)	-0.106504	0.064442	-1.652724	0.1004
MA(5)	-0.336715	0.078197	-4.305998	0.0000
MA(7)	0.492376	0.096533	5.100607	0.0000
R-squared	0.815131	Mean dependent var		-0.003849
Adjusted R-squared	0.803504	S.D. dependent var		1.365287
S.E. of regression	0.605202	Akaike info criterion		1.896009
Sum squared resid	58.23690	Schwarz criterion		2.098914
Log likelihood	-150.1608	F-statistic		70.10699
Durbin-Watson stat	1.978793	Prob(F-statistic)		0.000000

Fonte: Elaborado pelo autor, por meio do *software Eviews*.

Com esta especificação ARIMA para os resíduos, que parece se ajustar bem, combinou-se o modelo ARIMA com o modelo de regressão por MQO, a fim de estimar os parâmetros simultaneamente. Desta forma, estimaram-se os parâmetros do modelo combinado a seguir:

$$\text{bratxjr} = c(1) + c(2)*\text{brainfmeta} + c(3)*\text{braexpipca12mes} + c(4)*\text{braipca12mes} +$$

$$c(5)*\text{hiatobrapib12mes} + c(6)*\text{bramoemifim} + c(7)*\text{euatxjrvar} + c(8)*\text{bratxcamnom} +$$

$$c(9)*\text{brabp} + c(10)*\text{bratc12mesvar} + c(11)*\text{bradivextvar} + c(12)*\text{residv2}(-1) +$$

$$[\text{ar}(3)=c(13),\text{ar}(7)=c(14),\text{ar}(8)=c(15),\text{ar}(9)=c(16),\text{ma}(2)=c(17),\text{ma}(3)=c(18),\text{ma}(4)=c(19),\text{ma}(5)$$

$$)=c(20),\text{ma}(7)=c(21),\text{backcast}=2001\text{m}01]$$

Tal equação apresenta as seguintes estimativas para o modelo proposto:

$$\begin{aligned} \text{bratxjr} = & 24.95917462 - 0.9974672988*\text{brainfmeta} + 0.135987243*\text{braexpipca12mes} + \\ & 0.6204029737*\text{braipca12mes} + 8.067010793e-006*\text{hiatobrapib12mes} - 4.301815304e- \\ & 005*\text{bramoeemifim} + 0.6085037485*\text{euatxjrvar} - 0.09165018607*\text{bratxcamnom} + \\ & 0.000183891548*\text{brabp} - 1.432400127e-005*\text{bratc12mesvar} - 1.029369944e- \\ & 005*\text{bradivextvar} + 0.8792689275*\text{residv2}(-1) + [\text{ar}(3)=0.151109738,\text{ar}(7)=- \\ & 0.2779288901,\text{ar}(8)=-0.0856776289,\text{ar}(9)=0.3496439674,\text{ma}(2)=0.3027121413,\text{ma}(3)=- \\ & 0.09715376279,\text{ma}(4)=-0.138923396,\text{ma}(5)=- \\ & 0.1483248573,\text{ma}(7)=0.5623911465,\text{backcast}=2001m01] \end{aligned}$$

Tabela 28: O resultado do modelo combinado de regressão e de série temporal

Dependent Variable: BRATXJR				
Method: Least Squares				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	24.95917	1.095192	22.78976	0.0000
BRAINFMETA	-0.997467	0.162720	-6.129957	0.0000
BRAEXIPCA12MES	0.135987	0.050926	2.670274	0.0084
BRAIPCA12MES	0.620403	0.028669	21.64000	0.0000
HIATOBRAPIB12MES	8.07E-06	7.75E-07	10.40629	0.0000
BRAMOEEMIFIM	-4.30E-05	1.44E-06	-29.81096	0.0000
EUATXJRVAR	0.608504	0.277572	2.192237	0.0299
BRATXCAMNOM	-0.091650	0.006412	-14.29363	0.0000
BRABP	0.000184	3.58E-05	5.141989	0.0000
BRATC12MESVAR	-1.43E-05	2.27E-05	-0.630048	0.5296
BRADIVEXTVAR	-1.03E-05	8.18E-06	-1.258360	0.2102
RESIDV2(-1)	0.879269	0.056924	15.44629	0.0000
AR(3)	0.151110	0.096341	1.568485	0.1189
AR(7)	-0.277929	0.100055	-2.777758	0.0062
AR(8)	-0.085678	0.066069	-1.296799	0.1967
AR(9)	0.349644	0.074289	4.706536	0.0000
MA(2)	0.302712	0.088554	3.418403	0.0008
MA(3)	-0.097154	0.086446	-1.123868	0.2629
MA(4)	-0.138923	0.075480	-1.840521	0.0677
MA(5)	-0.148325	0.084915	-1.746751	0.0827
MA(7)	0.562391	0.099792	5.635629	0.0000
R-squared	0.986458	Mean dependent var		13.63059
Adjusted R-squared	0.984641	S.D. dependent var		4.560813
S.E. of regression	0.565237	Akaike info criterion		1.812062
Sum squared resid	47.60436	Schwarz criterion		2.199425
Log likelihood	-133.0253	F-statistic		542.6996
Durbin-Watson stat	1.721575	Prob(F-statistic)		0.000000

Fonte: Elaborado pelo autor, por meio do *software Eviews*.

Como pode se notar, esse modelo combinado apresenta um valor de R^2 (0.986458) expressivo, o que dá boa indicação de que esse seja o melhor modelo. Para uma melhor conclusão, faz-se necessário, um refino do modelo. Os primeiros parâmetros a serem eliminadas foram os parâmetros autoregressivos e de médias móveis. A cada eliminação, o modelo é calculado novamente, e novos números são obtidos. Desta forma, considerando parâmetros significativos até aproximadamente 5%, foi construído o modelo a seguir:

$$\begin{aligned} \text{bratxjr} = & c(1) + c(2)*\text{brainfmeta} + c(3)*\text{braexpipca12mes} + c(4)*\text{braipca12mes} + \\ & c(5)*\text{hiatobrapib12mes} + c(6)*\text{bramoemifim} + c(7)*\text{euatxjrvar} + c(8)*\text{bratxcamnom} + \\ & c(9)*\text{brabp} + c(10)*\text{residv2}(-1) + \\ & [\text{ar}(7)=c(11),\text{ar}(9)=c(12),\text{ma}(2)=c(13),\text{ma}(4)=c(14),\text{ma}(5)=c(15),\text{ma}(7)=c(16),\text{backcast}=2001 \\ & \text{m01}] \end{aligned}$$

Tal equação apresenta as seguintes estimativas para o modelo proposto:

$$\begin{aligned} \text{bratxjr} = & 24.89724268 - 1.007103658*\text{brainfmeta} + 0.139992417*\text{braexpipca12mes} + \\ & 0.6194735259*\text{braipca12mes} + 8.13849649\text{e-}006*\text{hiatobrapib12mes} - 4.344203031\text{e-} \\ & 005*\text{bramoemifim} + 0.5610318936*\text{euatxjrvar} - 0.08967319217*\text{bratxcamnom} + \\ & 0.0001763757163*\text{brabp} + 0.892582531*\text{residv2}(-1) + [\text{ar}(7)=- \\ & 0.20502873,\text{ar}(9)=0.3439335768,\text{ma}(2)=0.3367766847,\text{ma}(4)=-0.2017854209,\text{ma}(5)=- \\ & 0.1341430906,\text{ma}(7)=0.4409035464,\text{backcast}=2001\text{m01}] \end{aligned}$$

Tabela 29: O resultado do modelo combinado de regressão e de série temporal considerando os parâmetros significativos

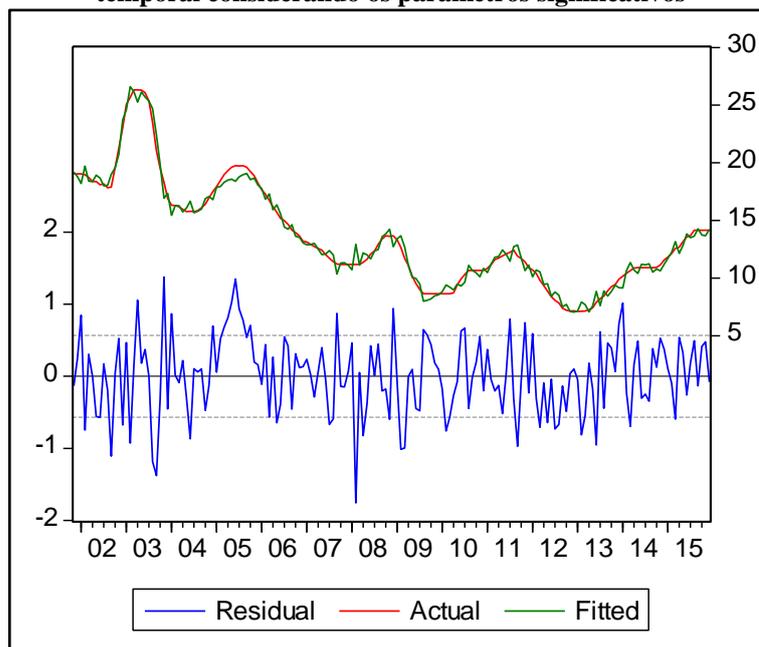
Dependent Variable: BRATXJR				
Method: Least Squares				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	24.89724	1.038461	23.97513	0.0000
BRAINFMETA	-1.007104	0.153952	-6.541678	0.0000
BRAEXIPCA12MES	0.139992	0.048872	2.864486	0.0048
BRAIPCA12MES	0.619474	0.027234	22.74673	0.0000
HIATOBRAPIB12MES	8.14E-06	7.30E-07	11.15082	0.0000
BRAMOEEMIFIM	-4.34E-05	1.35E-06	-32.09961	0.0000
EUATXJRVAR	0.561032	0.271275	2.068127	0.0403
BRATXCAMNOM	-0.089673	0.005814	-15.42266	0.0000
BRABP	0.000176	3.01E-05	5.868655	0.0000
RESIDV2(-1)	0.892583	0.052163	17.11131	0.0000
AR(7)	-0.205029	0.083083	-2.467753	0.0147
AR(9)	0.343934	0.069084	4.978512	0.0000
MA(2)	0.336777	0.088886	3.788843	0.0002
MA(4)	-0.201785	0.075752	-2.663763	0.0085
MA(5)	-0.134143	0.070567	-1.900927	0.0592
MA(7)	0.440904	0.086220	5.113681	0.0000
R-squared	0.985904	Mean dependent var		13.63059
Adjusted R-squared	0.984531	S.D. dependent var		4.560813
S.E. of regression	0.567240	Akaike info criterion		1.793321
Sum squared resid	49.55122	Schwarz criterion		2.088455
Log likelihood	-136.4323	F-statistic		718.0939
Durbin-Watson stat	1.712967	Prob(F-statistic)		0.000000

Fonte: Elaborado pelo autor, por meio do *software Eviews*.

A análise dos coeficientes de probabilidade mostra que esse modelo proporciona melhores resultados para o objetivo do trabalho. O coeficiente de determinação (R^2) indica um ótimo grau de ajustamento da regressão (0.985904) e o Durbin-Watson melhorou significativamente, chegando a 1.712867. As variáveis variação das transações correntes no Brasil (*bratc12mesvar*) e variação da dívida externa brasileira (*bradivextvar*) foram excluídas por não serem significativas no modelo proposto.

A análise gráfica permite avaliar um ótimo ajustamento dos dados para o período de janeiro de 2001 a dezembro de 2015, comparando as linhas *Actual* e *Fitted*, conforme o gráfico 42. Além disso, ela também viabiliza a análise do resíduo por meio da linha *Residual*, apresentando um resultado mais próximo de 0, o que é um bom resultado, pois o resíduo representa o que não é explicado pela regressão.

Gráfico 43: As séries efetiva, ajustada e dos resíduos do modelo combinado de regressão e de série temporal considerando os parâmetros significativos



Fonte: Elaborado pelo autor, por meio do *software Eviews*.

Para complementar a análise, faz-se necessário aprofundar a análise dos resíduos desse modelo. Conforme a tabela 29, as autocorrelações amostrais dos resíduos dessa equação são todas muito próximas de zero, de modo que os resíduos parecem ser ruído branco.

Tabela 30: A função de autocorrelação amostral do resíduo do modelo combinado de regressão e de série temporal considerando os parâmetros significativos em nível

Date: 10/29/16 Time: 11:31 Sample: 2001M01 2015M12 Included observations: 173						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.138	0.138	3.3668	0.067
		2	0.003	-0.016	3.3689	0.186
		3	0.092	0.095	4.8673	0.182
		4	0.077	0.053	5.9359	0.204
		5	0.013	-0.003	5.9667	0.309
		6	0.007	-0.001	5.9749	0.426
		7	0.013	0.001	6.0059	0.539
		8	-0.005	-0.012	6.0103	0.646
		9	0.019	0.021	6.0759	0.732
		10	0.035	0.029	6.3057	0.789
		11	-0.043	-0.052	6.6533	0.826
		12	0.107	0.123	8.8121	0.719
		13	0.046	0.005	9.2182	0.756
		14	-0.017	-0.017	9.2726	0.813
		15	0.050	0.046	9.7489	0.835
		16	-0.050	-0.088	10.224	0.855
		17	0.013	0.035	10.256	0.893
		18	-0.071	-0.089	11.236	0.884
		19	-0.035	-0.011	11.472	0.907
		20	-0.039	-0.029	11.772	0.924
		21	-0.080	-0.065	13.048	0.907
		22	-0.007	0.017	13.057	0.932
		23	0.109	0.135	15.461	0.877
		24	-0.006	-0.039	15.468	0.906
		25	-0.031	-0.020	15.665	0.924
		26	-0.055	-0.059	16.288	0.929
		27	0.038	0.022	16.591	0.941
		28	-0.093	-0.082	18.390	0.916
		29	-0.031	-0.001	18.589	0.931
		30	0.003	0.017	18.591	0.948
		31	-0.074	-0.049	19.772	0.941
		32	-0.075	-0.060	20.964	0.932
		33	-0.076	-0.040	22.208	0.923
		34	-0.091	-0.066	24.026	0.898
		35	-0.131	-0.130	27.784	0.802
		36	-0.047	-0.005	28.272	0.817

Fonte: Elaborado pelo autor, por meio do *software Eviews*.

Para testar se a série do resíduo é estacionária, aplicou-se o teste ADF sobre os resíduos, conforme a tabela 30. Logo, a partir do valor absoluto do teste t (11.46738), pode-se verificar que a 1%, a 5% e a 10% o resíduo é estacionário em nível.

Tabela 31: O Teste ADF para o resíduo do modelo combinado de regressão e de série temporal considerando os parâmetros significativos em nível

Null Hypothesis: RESIDV3 has a unit root					
Exogenous: Constant, Linear Trend					
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)					
			t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-11.46738	0.0000	
Test critical values:	1% level		-4.012296		
	5% level		-3.436163		
	10% level		-3.142175		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					
Augmented Dickey-Fuller Test Equation					
Dependent Variable: D(RESIDV3)					
Method: Least Squares					
	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	RESIDV3(-1)	-0.862450	0.075209	-11.46738	0.0000
	C	-0.002497	0.087674	-0.028486	0.9773
	@TREND(2001M01)	-1.69E-07	0.000828	-0.000205	0.9998
	R-squared	0.437734	Mean dependent var		-0.007170
	Adjusted R-squared	0.431080	S.D. dependent var		0.714744
	S.E. of regression	0.539108	Akaike info criterion		1.619487
	Sum squared resid	49.11777	Schwarz criterion		1.674385
	Log likelihood	-136.2759	F-statistic		65.78469
	Durbin-Watson stat	1.971425	Prob(F-statistic)		0.000000

Fonte: Elaborado pelo autor, por meio do *software Eviews*.

Desta forma, o baixo valor dos resíduos apresentado no gráfico 42, bem como a análise das autocorrelações e o teste ADF, confirmam a eficácia do modelo. Isso valida a utilização do modelo, pois os resultados apresentados por esse modelo combinando de regressão e de série temporal têm uma característica bastante dinâmica e mostram uma boa aderência aos dados apresentados para o período de janeiro de 2001 a dezembro de 2015, além de expressar que uma parcela muito pequena do movimento da taxa de juros brasileira não pôde ser explicada pelos parâmetros selecionados no período de estudo.

Destaca-se que com estes resultados e os conceitos vistos ao longo deste estudo, destaca-se a presença de variáveis exógenas na determinação da taxa de juros no Brasil. As estimativas mostram que a taxa de juros no Brasil, definida pelo BCB, é influenciada pela variação da taxa de juros norte-americana, por exemplo. O modelo econométrico criado foi

capaz de relacionar a taxa de juros do Brasil com ativos aparentemente não relacionados com a economia local. Na medida em que o governo norte-americano aumenta a taxa de juros, o BCB tende a aumentar mais acentuadamente a taxa de juros brasileira. Isso porque, mantendo todas demais variáveis constantes, como risco e liquidez, por exemplo, o não aumento mais acentuado da taxa de juros brasileira faria com que ocorresse a redução do investimento no Brasil, impactando diretamente as transações correntes. Logo, uma possível explicação para isso é a intensa globalização financeira presente no mercado financeiro.

Além desta variável, percebe-se que a meta de inflação brasileira, as expectativas de inflação no Brasil, a inflação apresentada no Brasil, o hiato do produto brasileiro, a emissão de moeda no Brasil, a taxa de câmbio e a balança de pagamentos brasileira são relevantes na relação com a taxa de juros brasileira. Logo, percebe-se que o modelo apresentado evoluiu o modelo proposto por Taylor, destacando outras variáveis importantes para o comportamento da taxa de juros brasileira.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A crescente integração financeira internacional fez com que o comportamento dos mercados domésticos, tanto os de bens e serviços, como o monetário, recebesse a influência das condições internacionais por meio do mercado de câmbio. Desta forma, a partir de 1992, com a abertura comercial, a entrada de recursos estrangeiros no Brasil, atraídos por diversas alternativas de investimento devido às altas taxas de juros praticadas, foi responsável por um crescimento destacável da economia nacional.

Com este estudo fica evidente que o Brasil não está fechado aos mercados financeiros, preocupando-se em conduzir a política monetária autônoma e ter uma taxa de câmbio fixa, ou ainda desistindo da política monetária e prosseguindo com a estabilidade da taxa de câmbio e a integração financeira, mas sim mais próximo de um regime de taxa de câmbio flutuante em associação com a política monetária independente e a integração financeira.

Neste contexto, o mercado de títulos é especialmente importante para a atividade econômica, porque possibilita que corporações ou governos façam empréstimos para financiar as suas atividades e porque é ele que determina as taxas de juros. As taxas são importantes em diversos níveis. No nível pessoal, as taxas de juros altas poderiam impedi-lo de comprar uma casa ou um carro, porque o custo do financiamento seria alto. Por outro lado, taxas de juros altas poderiam incentivá-lo a poupar, porque você pode obter uma renda maior de juros colocando de lado parte de seus ganhos com poupança. Em um nível mais geral, as taxas de juros têm um impacto na saúde geral da economia, porque afetam não só a disposição dos consumidores a gastar ou poupar, mas também as decisões de investimentos dos empresários. Taxas de juros altas, por exemplo, podem fazer com que uma empresa adie a construção de novas instalações, que poderiam assegurar mais empregos. Ao mesmo tempo, os investidores procuram altos retornos reais, logo, por exemplo, se o grau de risco e os retornos disponíveis no exterior forem mantidos constantes, uma taxa de juros real mais alta no país de origem promove a entrada de capital ao tornar os ativos nacionais mais atraentes em relação aos estrangeiros, além de reduzir as saídas de capital ao induzir os habitantes a investir sua poupança domesticamente. Nesta situação, dizemos que o restante permanecendo constante, uma taxa de juros real mais alta aumenta as entradas líquidas de capital. Desta forma, quando a taxa doméstica de juros real está em um patamar elevado, as entradas líquidas de capital são

positivas, pois as compras estrangeiras de ativos nacionais excedem as compras nacionais de ativos estrangeiros. Mas, quando a taxa de juros real é baixa, as entradas líquidas de capital são negativas, ou seja, o país apresenta saídas líquidas de capital.

Os fluxos de capital internacional têm uma forte relação com a poupança nacional e o investimento. As entradas de capital elevam a poupança nacional, aumentando os fundos disponíveis para investimento em capital físico, logo as entradas de capital podem ajudar a promover o crescimento econômico em um país. Já as saídas de capital reduzem a poupança destinada a investimentos, logo as saídas de capital tendem a restringir o crescimento econômico.

No Brasil, a taxa de juros básica ou a taxa nominal de juros de curto prazo, no caso brasileiro, a taxa Selic, é o principal instrumento de política monetária. É por meio dela que se formam todas as outras taxas de juros da economia. Assim, dada a importância dos fluxos de capital para a saúde financeira de um país, fica evidente neste estudo a importância do BCB avaliar a situação da taxa de juros norte-americana ao posicionar a sua taxa de juros básica.

Além disso, com o estudo proposto, percebeu-se que, uma apreciação da moeda de um país eleva o preço relativo de suas exportações e diminui o preço relativo de suas importações. Inversamente, uma depreciação diminui o preço relativo das exportações de um país e eleva o preço relativo de suas importações.

Neste estudo se confirmou também que um aumento na oferta de moeda diminui a taxa de juros, enquanto uma queda na oferta de moeda eleva a taxa de juros. Já um aumento na produção real eleva a taxa de juros, enquanto uma queda na produção real diminui a taxa de juros.

Desta forma, o modelo construído destaca que as alterações nas taxas de juros estão associadas não só com a conjuntura, que consiste na atividade da economia, finanças públicas, índices gerais de preços, entre outros indicadores, mas também com o mercado cambial, que viabiliza a avaliação do ambiente econômico externo, e com o mercado financeiro.

Neste contexto, este estudo alcançou o objetivo central proposto, analisar a influência da globalização financeira na determinação da taxa de juros brasileira. A globalização financeira é uma realidade e deve ser observada no momento do BCB posicionar o patamar da taxa de juros brasileira, pois o contexto nacional e externo são de grande relevância para estimar a dimensão do ajuste necessário que mantenha o desenvolvimento do país sustentável. Com a ampliação da Regra de Taylor para o caso brasileiro, percebeu-se que uma elevação

nas taxas de juros norte americana acarreta a depreciação do real em relação ao dólar, enquanto um aumento na oferta de moeda brasileira faz com que a moeda brasileira se deprecie no mercado de câmbio. Ao mesmo tempo, uma redução na oferta de moeda brasileira faz com que a moeda brasileira se aprecie no mercado de câmbio, enquanto o aumento da moeda norte-americana faz com que o dólar se deprecie em relação ao real, da mesma forma que uma queda na oferta de moeda dos Estados Unidos faz com que o dólar se aprecie em relação ao real.

Entretanto, como já mencionado, dado que a construção de modelos econométricos e a análise de séries temporais são em parte uma arte, pois é preciso fazer julgamentos sobre quais variáveis incluir, sobre a forma funcional da equação, sobre como o ajustamento estatístico do modelo deve ser interpretado e sobre o quanto são úteis os resultados do modelo para fins de previsão ou explicação, este estudo pode servir como âncora para outras discussões em relação aos efeitos da globalização financeira sobre a taxa de juros brasileira.

REFERÊNCIAS

- AIZENMAN, Joshua. The Impossible Trinity (aka The Policy Trilemma). In: CAPRIO, Gerard Jr. (Org.). **The evidence and impact of financial globalization**. Williamstown: Elsevier, 2013. p. 373 – 382.
- ASSAF NETO, Alexandre. **Mercado financeiro**. 6. ed. São Paulo: Atlas, 2005.
- BECK, Thorsten; CLAESSENS, Stijn; SCHMUKLER, Sergio L. Financial Globalization and Crises: Overview. In: CAPRIO, Gerard Jr. (Org.). **The evidence and impact of financial globalization**. Williamstown: Elsevier, 2013. p. 373 – 382.
- CARVALHO, Fernando J. Cardim de et al. **Economia monetária e financeira: teoria e política**. 2. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2007.
- DORNBUSCH, Rudiger; FISCHER, Stanley; STARTZ, Richard. **Macroeconomia**. 11. ed. Porto Alegre: AMGH, 2013.
- FRANK, Robert H.; BERNANKE, Bem S. **Princípio de economia**. 4. ed. Porto Alegre: AMGH, 2012.
- FROYEN, Ricardo T. **Macroeconomia**. São Paulo: Saraiva, 2002.
- GUJARATI, Damodar N. **Econometria básica**. 4. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006.
- HONÓRIO, Nathan Gálcos Ferreira; GUERRA, José Alfredo de Pádua. Globalização Financeira: a influência da taxa de juros frente ao investimento estrangeiro especulativo no Brasil. **Revista Eletrônica de Debates em Economia**, Franca, v. 1, n. 1, 2012.
- IZE, Alain. Financial dollarization. In: CAPRIO, Gerard Jr. (Org.). **The evidence and impact of financial globalization**. Williamstown: Elsevier, 2013. p. 452 – 470.
- KAMIN, Steven B. Financial globalization and monetary policy. In: CAPRIO, Gerard Jr. (Org.). **The evidence and impact of financial globalization**. Williamstown: Elsevier, 2013. p. 383 – 407.
- KENNEDY, Peter. **Manual de econometria**. 6. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2009.
- KRUGMAN, Paul; OBSTFELD, Maurice. **Economia internacional: teoria e política**. 8. ed. São Paulo: Pearson Prentice Hall, 2010.
- LANZANA, Antônio Evaristo Teixeira. **Economia brasileira: fundamentos e atualidades**. 3. ed. São Paulo: Atlas, 2005.
- LEVICH, Richard M. Interest rate parity. In: CAPRIO, Gerard Jr. (Org.). **The evidence and impact of financial globalization**. Williamstown: Elsevier, 2013. p. 408 – 418.

LOPES, Luiz Martins; VASCONCELLOS, Marco Antonio Sandoval de (Org.). **Manual de macroeconomia: nível básico e nível intermediário**. 3. ed. São Paulo: Atlas, 2008.

MAIZELS, Alfred. **Industrial growth and world trade**. Cambridge: Cambridge University Press, 1963.

MISHKIN, Frederic S. **Moedas, bancos e mercados financeiros**. 5. ed. Rio de Janeiro: LTC, 2000.

O'BRIEN, Richard. **Global financial integration: the end of geography**. New York: Council on Foreign Relations Press, 1992.

PINDYCK, Robert S.; RUBINFELD, Daniel L. **Econometria**. 4. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2004.

ROSSETTI, José Paschoal. **Introdução à economia**. 20. ed. São Paulo: Atlas, 2003.

SINGER, Paul. **Globalização e desemprego: diagnóstico e alternativas**. São Paulo: Contexto, 1998.

YEYATI, Eduardo Levy. Exchange rate regimes. In: CAPRIO, Gerard Jr. (Org.). **The evidence and impact of financial globalization**. Williamstown: Elsevier, 2013. p. 419 – 440.