

Universidade Federal de Juiz de Fora
Faculdade de Economia
Programa de Pós-Graduação em Economia

Ricardo Barbosa Lima Mendes Oscar

TAXA DE CÂMBIO E EFEITO BOLHA: UMA ANÁLISE R\$/US\$

Juiz de Fora

2017

Ricardo Barbosa Lima Mendes Oscar

TAXA DE CÂMBIO E EFEITO BOLHA: UMA ANÁLISE R\$/US\$

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Juiz de Fora, como parte das exigências para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientador: Wilson Luiz Rotatori Corrêa

Juiz de Fora

2017

Ficha catalográfica elaborada através do Modelo Latex do CDC da UFJF
com os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

Barbosa Lima Mendes Oscar, Ricardo.

TAXA DE CÂMBIO E EFEITO BOLHA: UMA ANÁLISE R\$/US\$ /
Ricardo Barbosa Lima Mendes Oscar. – 2017.
89 f. : il.

Orientador: Wilson Luiz Rotatori Corrêa

Dissertação (mestrado acadêmico) – Universidade Federal de Juiz de
Fora, Faculdade de Economia. Programa de Pós-Graduação em Economia,
2017.

1. Taxa de câmbio. 2. Real/dólar. 3. Modelagem. 4. VAR. 5. Desvio.
I. Rotatori Corrêa, Wilson Luiz, orient. II. Taxa de Câmbio e Efeito Bolha:
Uma Análise R\$/US\$.

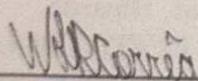
Ricardo Barbosa Lima Mendes Oscar

TAXA DE CÂMBIO E EFEITO BOLHA: UMA ANÁLISE R\$/US\$

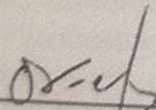
Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Juiz de Fora, como parte das exigências para a obtenção do título de Mestre em Economia Aplicada.
Área de concentração: Economia.

Aprovada em: 21 de Fevereiro de 2017

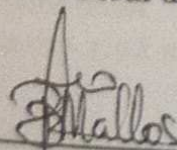
BANCA EXAMINADORA



Prof. Dr. Wilson Luiz Rotatori Corrêa
Universidade Federal de Juiz de Fora



Prof. Dr. Claudio Roberto Fóffano Vasconcelos
Universidade Federal de Juiz de Fora



Prof. Dr. Leonardo Bornacki de Mattos
Universidade Federal de Viçosa

AGRADECIMENTOS

Agradeço a Magali, José Carlos, Guilherme e Frederico pelo apoio, mesmo que distante, mas efetivo ao extremo para poder superar esta jornada.

Aos amigos que fiz no PPGE, sem eles nada disso seria possível.

Aos professores que contribuíram para o enriquecimento de meu conhecimento na área econômica.

Aos amigos que fiz em Juiz de Fora, pelos momentos de entretenimento e futebol.

A todos que, de uma forma ou de outra, me ajudaram a trilhar este caminho.

A CAPES, pelo apoio financeiro.

E ao meu orientador Wilson Rotatori, o saber maior e fonte do conhecimento.

RESUMO

O presente estudo busca avaliar o comportamento da taxa de câmbio R\$/US\$ utilizando-se de modelos teóricos que procuram captar os fundamentos da taxa de câmbio e investigar sobre um possível efeito bolha no mercado cambial nacional. Os modelos teóricos utilizados para descrever os fundamentos macroeconômicos que captam os movimentos da taxa de câmbio foram o modelo Monetário e o da Regra de Taylor. Para evidenciar existência de bolha, utilizou-se do teste econométrico de Phillips, Wu e Yu (2011). Os resultados obtidos na análise empírica mostraram que o modelo Monetário não consegue aproximar as flutuações observadas na taxa de câmbio. Diferentemente, os modelos da Regra de Taylor apresentam uma boa descrição do movimento desta variável. Por sua vez os resultados do método aplicado e do teste específico para o efeito bolha conduziram a conclusão de não existência de bolha na taxa de câmbio trimestral brasileira.

Palavras-chave: Taxa de câmbio. Real/dólar. Modelagem. VAR. Desvio.

ABSTRACT

The present study seeks to evaluate the behavior of the exchange rate R\$/US\$ using theoretical models that seek to capture the fundamentals of the exchange rate and investigate a possible bubble effect in the national exchange market. The theoretical models used to describe the macroeconomic fundamentals that capture the movements of the exchange rate were the Monetary Model and the Taylor Rule. To prove the existence of a bubble, the econometric test of Phillips e Yu (2011) was used. The results obtained on the empirical analysis showed that the Monetary model could not approximate the observed fluctuations in the exchange rate, while Taylor rule models captured a good description of the movement of this variable. In turn, the results of the applied method and the specific test for the bubble effect led to the conclusion that there is no bubble in the Brazilian quarterly exchange rate.

Key-words: Exchange rate. Real/dollar. Modelling. VAR. Deviation.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1 – Movimento do Câmbio (em log)	33
Figura 2 – Movimento do PIB Brasil (em log)	36
Figura 3 – Movimento do PIB EUA (em log)	36
Figura 4 – Movimento da moeda M1 Brasil (em log)	37
Figura 5 – Movimento da moeda M1 EUA (em log)	39
Figura 6 – Movimento da Taxa de Juros Brasil	40
Figura 7 – Movimento da Taxa de Juros EUA	41
Figura 8 – Índice de Preços Brasil e EUA	42
Figura 9 – Inflação Brasil e EUA	43
Figura 10 – Hiato do Produto Brasil e EUA	44
Figura 11 – Movimentos simultâneos de X_t e X'_t	48
Figura 12 – Movimentos desmembrados de X_t e X'_t , respectivamente	49
Figura 13 – Movimentos de X_t e X'_t Modelo 2	52
Figura 14 – Movimentos desmembrados de X_t e X'_t Modelo 2	52
Figura 15 – Movimentos de X_t e X'_t Modelo 3	52
Figura 16 – Movimentos desmembrados de X_t e X'_t Modelo 3	53
Figura 17 – Movimentos de X_t e X'_t Modelo 4	53
Figura 18 – Movimentos desmembrados de X_t e X'_t Modelo 4	53
Figura 19 – Movimentos de X_t e X'_t Modelo 5	54
Figura 20 – Movimentos desmembrados de X_t e X'_t Modelo 5	54
Figura 21 – Movimentos de X_t e X'_t Modelo 6	54
Figura 22 – Movimentos desmembrados de X_t e X'_t Modelo 6	55
Figura 23 – Movimentos de s_t e $-\theta q_t$ - Modelo Monetário Base	55
Figura 24 – Movimentos de X_t e X'_t Modelo Regra de Taylor - 1	60
Figura 25 – Movimentos de X_t e X'_t Modelo Regra de Taylor - 2	60
Figura 26 – Movimentos de X_t e X'_t Modelo Regra de Taylor - 3	61
Figura 27 – Movimentos de X_t e X'_t Modelo Regra de Taylor - 4	61
Figura 28 – Movimentos de X_t e X'_t Modelo B1 - Regra de Taylor	64
Figura 29 – Movimentos de X_t e X'_t Modelo B2 - Regra de Taylor	65
Figura 30 – Movimentos desmembrados de X_t e X'_t Modelo B2 - Regra de Taylor	65
Figura 31 – Movimentos de X_t e X'_t Modelo B3 - Regra de Taylor	65
Figura 32 – Movimentos de X_t e X'_t Modelo B4 - Regra de Taylor	66

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Valores dos Parâmetros - Modelo Monetário	45
Tabela 2 – Teste DF-GLS	46
Tabela 3 – Cointegração entre s_t e m_t , y_t e q_t	47
Tabela 4 – Critérios de seleção do modelo VAR	47
Tabela 5 – Estatísticas do Modelo Monetário	48
Tabela 6 – Tabela das variações do Modelo Monetário	50
Tabela 7 – Teste DF-GLS - Variações do Modelo Monetário	50
Tabela 8 – Critérios de Seleção para Modelos VAR	50
Tabela 9 – Estatísticas R^2 e Causalidade de Granger - Modelo Monetário	51
Tabela 10 – Estatísticas para as Variações do Modelo Monetário	51
Tabela 11 – Teste DF-GLS - $X_t's$	56
Tabela 12 – Valores dos Parâmetros - Regra de Taylor	57
Tabela 13 – Tabela das variações do Modelo	57
Tabela 14 – Testes de Raiz Unitária dos fundamentos em diferença do Modelo A	57
Tabela 15 – Testes de Raiz Unitária para os <i>spreads</i> do Modelo A	58
Tabela 16 – Critérios de seleção dos modelos VAR	58
Tabela 17 – Estatísticas R^2 e Causalidade de Granger	59
Tabela 18 – Estatísticas para os Modelos da Regra de Taylor - A	59
Tabela 19 – Testes de Raiz Unitária dos fundamentos em diferença do Modelo B	62
Tabela 20 – Testes de Raiz Unitária para os <i>spreads</i> do Modelo B	63
Tabela 21 – Critérios de seleção dos modelos VAR	63
Tabela 22 – Estatísticas R^2 e Causalidade de Granger	63
Tabela 23 – Estatísticas para os Modelos da Regra de Taylor - B	64
Tabela 24 – Teste para bolha Phillips, Wu e Yu	67
Tabela 25 – Teste ADF	81
Tabela 26 – Teste Phillips Perron	81
Tabela 27 – Teste Lee e Strazicich	82
Tabela 28 – Matriz <i>Companion</i> do VAR(3)	82
Tabela 29 – Teste DF-GLS	83
Tabela 30 – Testes ADF	83
Tabela 31 – Teste Phillips Perron	84
Tabela 32 – Teste Lee e Stazicich - Série em Nível	84
Tabela 33 – Teste Lee e Stazicich - Série em Primeira Diferença	84
Tabela 34 – Matriz <i>Companion</i> do Modelo (2)	85
Tabela 35 – Matriz <i>Companion</i> do Modelo (3)	85
Tabela 36 – Matriz <i>Companion</i> do Modelo (4)	85
Tabela 37 – Matriz <i>Companion</i> do Modelo (5)	85
Tabela 38 – Matriz <i>Companion</i> do Modelo (6)	86

Tabela 39 – Teste ADF - $X'_t s$	86
Tabela 40 – Teste Phillips Perron - $X'_t s$	86
Tabela 41 – Teste Lee e Strazicich - $X'_t s$	87
Tabela 42 – Matriz <i>Companion</i> da Regra de Taylor A1	88
Tabela 43 – Matriz <i>Companion</i> da Regra de Taylor A2	88
Tabela 44 – Matriz <i>Companion</i> da Regra de Taylor A3	88
Tabela 45 – Matriz <i>Companion</i> da Regra de Taylor A4	88
Tabela 46 – Matriz <i>Companion</i> da Regra de Taylor B1	89
Tabela 47 – Matriz <i>Companion</i> da Regra de Taylor B2	89
Tabela 48 – Matriz <i>Companion</i> da Regra de Taylor B3	89
Tabela 49 – Matriz <i>Companion</i> da Regra de Taylor B4	89

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

ABNT	Associação Brasileira de Normas Técnicas
UFJF	Universidade Federal de Juiz de Fora
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
VAR	Vetor Auto-Regressivo
EUA	Estados Unidos da América
ADF	<i>Augmented Dickey-Fuller</i>
OLS	<i>Ordinary Least Squares</i>
GLS	<i>Generalized Least Squares</i>
PPC	Paridade do Poder de Compra
RMSE	<i>Root-mean-square Deviation</i>
LPU	Lei do Preço Único
NID	Distribuição Independente e Normal
OCDE	Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico
NIPA's	<i>NAtional Income and Products Accounts</i>
BEA	<i>Bureau of Economic Analysis</i>
PIB	Produto Interno Bruto
BNDES	Banco Nacional do Desenvolvimento
FED	<i>Federal Reserve System</i>
IPCA	Índice de Preço do consumidor Amplo
HP	Hodrick-Prescott
TJLP	Taxa de Juros de Longo Prazo

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	12
2	REVISÃO DE LITERATURA	14
2.1	Testes para Detecção da Presença de Bolhas	18
3	Metodologia	21
3.1	Referencial Teórico	21
3.1.1	Paridade do Poder de Compra (PPC)	21
3.1.2	Modelo Monetário	22
3.1.3	Regra de Taylor	24
3.2	O Modelo Empírico	26
3.3	Teste de Phillips, Wu E Yu	30
4	DADOS	33
4.1	Taxa de Câmbio	33
4.2	Produto Interno Bruto	35
4.2.1	PIB Brasil	35
4.2.2	PIB EUA	36
4.3	Moeda	37
4.3.1	Moeda Brasil	37
4.3.2	Moeda EUA	38
4.4	Taxa de Juros	39
4.4.1	Juros Brasil	39
4.4.2	Juros EUA	40
4.4.3	Índice de Preços	41
4.4.4	Inflação	42
4.4.5	Hiato do Produto	43
5	RESULTADOS	45
5.1	Modelo Monetário	45
5.1.1	Variações do Modelo Monetário	49
5.2	Modelo (A) - Regra de Taylor	56
5.3	Modelo (B) - Regra de Taylor	62
5.4	Teste Phillips, Wu e Yu	67
6	CONCLUSÃO	68

REFERÊNCIAS	71
APÊNDICE A – Método recursivo do Modelo Monetário . .	75
APÊNDICE B – Método recursivo da Regra de Taylor A . .	77
APÊNDICE C – Método recursivo da Regra de Taylor B . .	79
ANEXO A – Testes de Raíz Unitária - Modelo Monetário . .	81
ANEXO B – Tabelas dos Modelos Monetários com Diferentes Parâmetros	83
ANEXO C – Tabelas do Modelo A da Regra de Taylor	88
ANEXO D – Tabelas do Modelo B - Regra de Taylor	89

1 INTRODUÇÃO

A dificuldade em relacionar taxas de câmbio flutuantes aos fundamentos, tais como oferta de moeda, produto e taxa de juros, está presente há algum tempo na economia internacional, (ENGEL; WEST, 2005). Nota-se na literatura a respeito desta relação, que esta dificuldade gera uma ambiguidade. Por um lado, trabalhos sugerem que as taxas de câmbio se relacionam à modelos teóricos de fundamentos como em Mark e Sul (2001), onde os autores estudaram a relação de longo prazo entre as taxas de câmbio e os fundamentos de 19 países. Os resultados sugeriram que as taxas são cointegradas com os fundamentos e que estes contêm um poder preditivo significativo para os movimentos futuros da taxa de câmbio. Por outro lado, há trabalhos que sugerem que o câmbio se comporta como um ativo para o qual a melhor previsão de comportamento é um passeio aleatório, como em Cheung, Chinn e Pascual (2005). Ao estenderem a análise de previsão, os autores compararam alguns modelos fundamentais contra o passeio aleatório e os resultados dão suporte para a inferência de que é muito difícil encontrar previsões a partir de modelos estruturais que, consistentemente, superem o modelo de passeio aleatório.

Entretanto, na literatura nacional referente ao tema, esta ambiguidade não é tão robusta e os trabalhos sugerem que a taxa de câmbio se relacione com modelos teóricos de fundamentos. Muinhos, Alves e Riella (2003), afirmam que o passeio aleatório não é a melhor hipótese para explicar o comportamento da taxa de câmbio no Brasil, e concluem que um modelo derivado da teoria de paridade da taxa de juros descoberta capta melhor este comportamento. Moura, Lima e Mendonça (2008) testaram uma adequação dos modelos de taxa de câmbio empíricos para uma economia emergente com regime cambial flutuante e regime de metas de inflação. Os resultados indicaram que a taxa de câmbio no Brasil está relacionada com os fundamentos econômicos atuais e futuros e, portanto, não segue um passeio aleatório.

Pela importância desta análise derivar-se de resultados ainda muito incipientes na literatura sobre este tema no Brasil, o presente trabalho dedica-se ao estudo da relação dos fundamentos macroeconômicos e a taxa de câmbio para o caso brasileiro. A fim de manter um padrão com a literatura e realizar análises de robustez, optou-se por utilizar os modelos Monetário e Regra de Taylor como uma representação fundamental da taxa de câmbio. Uma vez que estes são derivados da teoria de paridade da taxa de juros descoberta e, de acordo com a literatura, captam bem o comportamento do câmbio.

Diferente dos estudos analisados tais modelos foram, convenientemente, tratados como forma de modelos de valor presente. Desta forma, realizou-se a análise que semeia este trabalho através da utilização do método de relação de valor presente de Campbell e Shiller (1987), no qual é válido quando as variáveis são estacionárias em primeiras diferenças. Necessariamente, realizou-se um estudo prévio das séries dos fundamentos

para aplicação do teste, no qual o procedimento pode ser interpretado como um teste de restrições a um vetor de auto regressão (VAR).

O conjunto de informações criado através de modelos VAR não apenas auxilia a realização de testes estatísticos da relação de valor presente, como também na avaliação de falhas, onde as grandes diferenças observadas nos movimentos das séries temporais implicam desvios economicamente importantes do modelo e tais desvios são também alvos de análise do presente trabalho.

Uma vez que o termo bolha será recorrente no presente trabalho, dado uma captação significativa do comportamento da taxa de câmbio através dos fundamentos macroeconômicos, define-o como sendo o momento em que os fundamentos desviam fortemente da trajetória do câmbio. Em palavras generalizadas, é o momento em que uma variável se desvia fortemente do valor intrínseco correspondente desta mesma variável.

Ademais, para realizar uma análise das séries diante de algum desvio, optou-se pelo auxílio de econometria onde se deparou com uma ampla literatura referente a testes de detecção de presença de bolha. Testes econométricos com este propósito estão presentes na literatura desde Meese (1986) e Wu (1995) até os dias de hoje, como Phillips e Yu (2011) e Al-Anaswah e Wilfling (2011).

No presente trabalho, propõe-se aplicar o teste de Phillips, Wu e Yu (2011) para avaliar a evidência do comportamento ligeiramente explosivo dos dados. Tal teste introduz uma nova metodologia de regressão recursiva para analisar as características de bolha em séries temporais financeiras, no qual difere dos testes habituais da cauda esquerda para estacionariedade visto que, através de suas estatísticas é permitido determinar se uma bolha surge em uma série temporal e quando esta entra em colapso, além de supor uma série explosiva como hipótese alternativa.

Esta dissertação contribui com a literatura, uma vez que contextualiza o método de Campbell e Shiller (1987) para o estudo da taxa de câmbio, através da utilização de modelos fundamentais. Além disso, o modelo da Regra de Taylor mostrou ser capaz de captar bem o comportamento da taxa de câmbio para o caso brasileiro. Além desta introdução, a dissertação é composta por mais cinco capítulos. A seguir, apresenta-se a revisão da literatura acerca do tema abordado. O capítulo 3 exhibe os modelos a serem comparados e os métodos a serem utilizados. No capítulo 4, as informações a respeito das variáveis utilizadas no trabalho são apresentadas, enquanto no capítulo 5, são apresentados os resultados e no capítulo 6 apresenta-se a conclusão, seguido das referências bibliográficas e os apêndices.

2 REVISÃO DE LITERATURA

Neste capítulo, a fim de contextualizar o tema na discussão da literatura sobre taxa de câmbio, destaca-se a existência de pontos importantes, um teórico, ao qual procura-se determinar se a taxa de câmbio se comporta de acordo com os fundamentos, ou se ela é uma variável que, por efeito da globalização financeira, pode ser considerada um ativo e como tal teria comportamento aproximado por um passeio aleatório. Um outro que, por efeito da constatação com evidências empíricas da taxa se comportar como um ativo, eventualmente ela está sujeita a um distanciamento temporário dos fundamentos que pode tomar contornos de uma bolha, no qual este processo de investigação se desdobra em uma análise econométrica, onde existe uma discussão metodológica de como pode-se determinar a presença de bolha através de testes econométricos. Para tanto, o capítulo divide-se em duas seções. Na primeira, apresenta-se uma revisão de literatura a respeito dos aspectos empíricos que tratam o comportamento dos dados sobre o comportamento das taxas de câmbio na literatura internacional, seguido de uma apresentação do estado da arte considerando a literatura nacional. Por fim, apresenta-se uma discussão sobre os aspectos metodológicos da investigação de presença de bolhas nos dados de maneira geral.

Evans (1986) utilizou uma definição não convencional para bolhas especulativas, a qual correspondia como excesso de retorno de um ativo com média diferente de zero e, assim, desenvolveu um teste não paramétrico sem a necessidade de se assumir qualquer modelo particular para a taxa de câmbio Libra Esterlina-Dólar no período entre 1981-1984. O resultado foi a descoberta de uma bolha durante o período analisado pelo autor, indo de encontro ao pensamento dos mercados cambiais serem muito voláteis desde o advento das taxas flexíveis. O autor sugere que a bolha pode ser explicada por uma não simetria dos fundamentos, que para tal, é exigido um modelo completo da taxa de câmbio.

Meese e Rogoff (1983) compararam a precisão das previsões fora da amostra de vários modelos de taxa de câmbio estrutural e de séries temporais. Os modelos utilizados foram, o monetário de preços flexíveis (Frenkel-Bilson), monetário de preços rígidos (Dornbusch-Frankel) e o Hooper-Morton, com as estimações sendo realizadas utilizando Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), Mínimos Quadrados Generalizados (MQG) e a técnica de variáveis instrumentais¹.

Meese e Rogoff (1983) notaram que o modelo de passeio aleatório não é inferior aos modelos utilizados e suportaram a visão de que o ajuste fora da amostra é um critério importante a ser considerado ao avaliar os modelos empíricos de taxa de câmbio. Ao analisar os fracassos dos modelos estruturais em relação a previsão do passeio aleatório, as possíveis explicações se passaram no erro de amostragem e viés de equações simultâneas

¹ Meese e Rogoff (1983) utilizaram a técnica de variáveis instrumentais de Fair. Para melhor compreensão, ver Fair (1970).

não poderem explicar os resultados, instabilidade estrutural poder incorporar outras perturbações reais e dificuldades nas expectativas de modelagem das variáveis explicativas.

West (1987b) utilizou um novo teste para analisar se os modelos de Meese (1986) e Woo (1985) são consistentes com a variabilidade da taxa de câmbio Marco Alemão-Dólar entre 1974-1984. As evidências mostraram que os choques de demanda por moeda e a paridade do poder de compra desempenham um papel fundamental no resultado de consistência, algo, surpreendentemente, também assumido por Meese (1986) e Woo (1985). Assumindo que os choques sejam ausentes, os modelos se mostram não consistentes com a variabilidade 1974-1984.

Mark e Sul (2001) tiveram como objetivo melhorar as estimativas univariadas imprecisas e previsões através da exploração de informações transversais disponíveis em um conjunto de dados em painel. Estudaram a relação de longo prazo entre as taxas de câmbio nominais e fundamentos monetários em um painel trimestral de 19 países no período entre 1973.1 – 1997.1. Primeiramente, testaram se as taxas de câmbio eram cointegradas com os determinantes de longo prazo previstos pela teoria econômica, sendo o teste em que o coeficiente angular é igual a zero, foi um teste de hipótese nula de não cointegração entre a taxa de câmbio e os fundamentos. O teste de cointegração explorou este argumento e se estendeu para dados em painel.

Em um segundo momento, reexaminaram a capacidade dos fundamentos monetários de prever o retorno futuro das taxas cambiais e a Paridade do Poder de Compra (PPC), com o ressurgimento de uma condição viável de equilíbrio de longo prazo para a determinação da taxa de câmbio nominal. Os resultados sugeriram que a taxa de câmbio nominal é cointegrada com os fundamentos monetários e que os fundamentos contêm um poder preditivo significativo para os movimentos futuros da taxa de câmbio. Já na questão econômica envolvendo a PPC, os resultados apresentam uma evidência satisfatória em favor da hipótese da validade da mesma.

Em um estudo abrangente, Cheung, Chinn e Pascual (2005) estenderam a análise dos modelos de previsão comparando os modelos PPC, monetário com preços rígidos, diferencial de produtividade, paridade de juros e modelo comportamental contra o passeio aleatório. Os modelos foram estimados em primeira diferença e na especificação de correção de erros, obtendo comparação dos resultados através da raiz quadrada dos erros médios, da estatística de mudança de direção e do critério de consistência. Os resultados através da análise do erro quadrático médio dão suporte para a inferência de que é muito difícil encontrar previsões a partir de modelos estruturais que, consistentemente, superem o modelo passeio aleatório pelo critério de RMSE. Em uma análise geral, os resultados não apontaram para qualquer combinação de modelo/especificação dada, como sendo bem sucedida.

Estes resultados dão suporte à conclusão de Engel e West (2005, p. 485)

A long-standing puzzle in international economics is the difficulty of tying floating exchange rates to macroeconomic fundamentals such as money supplies, outputs, and interest rates. Our theories state that the exchange rate is determined by such fundamental variables, but floating exchange rates between countries with roughly similar inflation rates are in fact well approximated as random walks. Fundamental variables do not help predict future changes in exchange rates.

Os autores, Engel e West (2005), tiveram como questão central, dar um novo caminho sobre a questão da ligação entre a taxa de câmbio e os fundamentos. Os autores propuseram a trabalhar com modelos de apreçamento de ativos no qual a taxa de câmbio é o valor presente descontado de uma combinação linear de fundamentos observáveis e choques não observáveis onde conseguiram encontrar evidências de que a taxa de câmbio pode incorporar informações acerca dos fundamentos futuros. Sob circunstâncias empiricamente plausíveis a incapacidade de prever a taxa de câmbio é uma implicação natural dos modelos de apreçamento de ativos. Mostraram que se os fatores de desconto são grandes e os fundamentos são $I(1)$, então não é surpresa que os modelos de valor presente não pudessem fazer previsões superiores aos modelos de passeio aleatório. Por fim, evidenciaram que a taxa de câmbio pode ajudar a prever os fundamentos.

Na literatura nacional em torno da relação da taxa de câmbio e os fundamentos macroeconômicos, Rossi (1996) buscou analisar os fatores que determinavam a taxa de câmbio no mercado brasileiro entre 1980 a 1994 com dados mensais. Utilizando técnica de cointegração, verificou o modelo monetário e testou, separadamente, as condições impostas ao modelo, a PPC da moeda e a Paridade da Taxa de Juros. Os resultados indicaram que as condições de PPC e Paridade da Taxa de Juros não podem ser rejeitadas para o caso brasileiro, além das várias versões do modelo monetário de determinação da taxa de câmbio não permitirem detectar a superioridade, em termos de verificação empírica, de qualquer versão sobre as demais. Também evidenciou que as restrições impostas aos coeficientes dos vetores de cointegração deveriam ser rejeitadas, como o próprio modelo de valor presente para a taxa de câmbio.

Muinhos, Alves e Riella (2003), afirmaram que o passeio aleatório não é a melhor hipótese para explicar o comportamento da taxa de câmbio no Brasil. Usando dados de maio de 1999 a dezembro de 2001, os autores concluem que um modelo derivado da teoria de paridade da taxa de juros descoberta capta o comportamento da taxa de câmbio brasileira melhor. Este modelo leva em consideração o prêmio de risco soberano, no estudo medido pelo *spread* do *C-bond* em relação aos Títulos da Dívida Americana, como uma variável na especificação da paridade descoberta.

Moura, Lima e Mendonça (2008) testaram uma adequação dos modelos de taxa de câmbio empíricos para uma economia emergente com regime cambial flutuante e regime

de metas de inflação, com intuito de realizar um trabalho detalhado para a economia brasileira. Testaram modelos tradicionais da década de 1980, modelos de equilíbrios comportamental da taxa de câmbio dos anos 1990 e um modelo baseado na regra de Taylor incorporando uma função de reação do Banco Central, na qual a taxa de juros é definida de acordo com uma regra de Taylor. Os resultados demonstraram que os modelos baseados na regra de Taylor e os de equilíbrio comportamental da taxa de câmbio combinando diferenciais de produtividade com ajustes de carteira, possuem desempenho mais acurado fora da amostra do que um modelo passeio aleatório e encontraram evidências de poder de previsão para modelos parcimoniosos baseados em argumentos de paridade descoberta da taxa de juros. Os resultados indicaram que a taxa de câmbio no Brasil está relacionada com os fundamentos econômicos atuais e futuros e não segue um passeio aleatório.

Ribeiro (2013) testou a relação de longo prazo entre as variáveis que normalmente são utilizadas para estimar a existência de desalinhamento cambial para uma amostra de países desenvolvidos e em desenvolvimento. Concluiu-se que um passo importante para se determinar uma medida de desalinhamento cambial consiste na avaliação de relações entre os fundamentos (muitas abordagens utilizam a relação de longo prazo entre as variáveis para determinar o tamanho do desalinhamento entre a moeda doméstica e uma cesta de moedas) e que o Brasil apresenta relação estável entre os fundamentos e a taxa de câmbio real.

Diante do exposto, a extensão que se pretende dar ao presente trabalho ocorre através de uma análise da taxa de câmbio $R\$/US\%$ e seus fundamentos, onde estes últimos são as variáveis explicativas dos modelos utilizados, os quais são representados na forma de valor presente.

Nesta linha, Campbell e Shiller (1987) desenvolveram um teste da relação de valor presente que é válido quando as variáveis são estacionárias em primeiras diferenças, no qual o procedimento do teste pode ser interpretado como uma equação de regressão simples ou como um teste de restrições a um vetor de auto regressão (VAR). Eles propuseram uma forma de avaliar a importância econômica dos desvios a partir da equação modelo, comparando a previsão do valor presente futuro incorporada na variável observada, onde as duas deveriam ser iguais se o modelo fosse válido. Através dos resultados, mostraram que o modelo de valor presente pode ser testado quando as variáveis do modelo seguem processos estocásticos lineares (primeira diferença).

Ao aplicar os testes para modelos de valor presente para ações e títulos, foi descoberto que ambos os modelos podem ser rejeitados estatisticamente em níveis de significância convencionais, com evidências muito fortes para os títulos. Em contraste, a avaliação do modelo de valor presente para o mercado de ações indica que o *spread* entre os preços das ações e dividendos move muito e que os desvios do modelo de valor presente são bastante persistentes, embora a força da evidência para essa depende, sensivelmente,

da taxa de desconto assumida no teste.

2.1 Testes para Detecção da Presença de Bolhas

A tendência aparente sobre possíveis flutuações de preços de ações resultar em movimento reais é bastante observada através de formalização de bolhas especulativas. West (1986) mostrou duas maneiras possíveis para se estimar o conjunto de parâmetros necessários para o cálculo do valor presente esperado de um fluxo de dividendos, testar bolhas especulativas ou testar tendências. Através dos resultados obtidos e de acordo com um modelo padrão de mercados eficientes, o preço das ações é determinado pela relação de arbitragem, onde o autor afirmou que todos os testes de diagnóstico têm, claramente, pequeno poder arbitrário contra bolhas.

No mesmo raciocínio, West (1987b) desenvolveu e aplicou um teste de volatilidade do mercado de ações seguindo dois pressupostos fortes exigidos por Shiller (1980), onde os preços e dividendos tinham variância finita e uma aproximação satisfatória para um preço com previsão perfeita poderia ser calculado a partir de uma série de dados finito. O teste possuiu a hipótese nula de que o preço das ações era igual ao valor presente descontado esperado de seu fluxo de dividendos. Considerava a consistência de algumas das premissas econômicas mantidas com os dados, de modo que o excesso de volatilidade dos preços pudesse ser explicado.

Os resultados indicaram que os preços das ações eram demasiadamente voláteis para serem o valor presente descontado esperado dos dividendos com uma taxa de desconto. Dentre as possíveis explicações para este resultado, as expectativas não serem racionais, as taxas de desconto variarem e a presença de bolhas especulativas foram as principais. O autor propôs a opção de se estudar um caso detalhado para bolhas como explicação do excesso de volatilidade como além do escopo do artigo. Outros autores como, Sargent (1979), Mankiw, Romer e Shapiro (1985), e West (1986) já haviam pensando nesta mesma linha.

Wu (1995) estimou e testou bolhas estocásticas nas taxas de câmbio durante o período de 1974-1988, através da técnica de filtro de Kalman, utilizando o modelo monetário de determinação de taxa de câmbio, onde esta era composta por dois componentes, os fundamentos e um processo não observado (bolha estocástica). O trabalho implementou um teste alternativo além de obter resultados em nítido contraste com outros trabalhos da mesma linha de testes de bolha em taxas de câmbio, evidências mistas.

Recentemente, novos testes foram desenvolvidos para melhor detectar bolhas especulativas nos preços dos ativos, como Al-Anaswah e Wilfling (2011), que expressaram um modelo a valor presente na forma de espaços de estado utilizando o filtro de Kalman para se obter uma estimação. A bolha foi tratada como uma variável não observável

permitida a alternar entre regimes alternativos. Através disto, destinou-se a separação em duas fases distintas, um em que a bolha entra em colapso e a outra em que a bolha “sobrevive”. Tecnicamente, implementou-se *Markov-switching*² no quadro de componentes não observados.

Os resultados da investigação, encontraram estruturas de mudança de regime estatisticamente significativas no estoque de preço no processo de bolha dos conjuntos de dados do mundo real. Além de obterem evidências de que a abordagem *Markov-switching* é capaz de detectar a maioria das bolhas nos processos artificiais de Evans (1991), bem como nos conjuntos de dados do mundo real.

Phillips, Wu e Yu (2011) realizaram um procedimento de teste recursivo para testar o comportamento explosivo, caracterização do limiar original e o colapso econômico de séries temporais, o qual fornece intervalos de confiança válidos para as séries explosivas. O método envolveu a aplicação de um teste de raiz unitária e um teste do supremo da estatística³, ambos os quais são facilmente utilizados em aplicações práticas ou em alguma nova teoria para processos levemente explosivos.

Simulações mostraram que a abordagem funcionou bem em amostras finitas e tinha poder discriminatório para detectar processos explosivos e bolhas periodicamente em colapso quando a taxa de desconto era invariante no tempo. A metodologia utilizada por eles também pode ser aplicada no estudo de fenômenos recentes no mercado imobiliário, commodities, câmbio e o mercado de ações.

Phillips e Yu (2011) introduziram uma nova metodologia de regressão recursiva para analisar as características de bolha em várias séries temporais financeiras durante a Crise do *subprime*. Utilizaram metodologia econométrica para testar se, e quando, as bolhas surgiram e entraram em colapso no mercado imobiliário, mercado de commodities e o mercado de títulos durante o período analisado.

Os métodos utilizados, ressaltando que estes foram intimamente relacionados com as propostas de Phillips, Wu e Yu (2011), permitiram determinar se uma bolha surgiu em cada série e quando esta entrou em colapso. As estimativas sugeriram que as bolhas no mercado imobiliário surgiram previamente à crise e sucumbiram com a mesma. Em seguida, migrou-se para o mercado de commodities e o mercado de títulos, onde todas essas bolhas, em colapso com a crise financeira, impactaram a atividade econômica real.

E, mais recente ainda, Bettendorf e Chen (2013) evidenciaram a existência de bolhas racionais nos mercados de câmbios, introduzindo o recente teste de raiz unitária de

² Metodologia adotada em Kim e Nelson (1999), no qual os autores apresentam como utilizar modelos *state-space* estando sujeitos a regime-*switching*.

³ Aplicação do teste ADF na cauda direita da distribuição repetidamente em uma sequência de amostras de expansão para frente, fazendo inferências com base no valor sup da sequência estatística ADF correspondente. Para melhor compreensão, ver Shi, Phillips e Yu (2010).

Phillips, Wu e Yu (2011). A fim de um novo debate sobre as causas da explosão, testaram também o comportamento explosivo nos fundamentos.

Os autores obtiveram série histórica da taxa de câmbio Libra Esterlina/Dólar, índice de preços do consumidor (EUA), índice de preços varejista (Reino Unido) e índice de preços ao produtor (PPI - *producer price index*) para construir os fundamentos das taxas de câmbio. Mesmo encontrando comportamento explosivo da taxa de câmbio nominal, os resultados se mostraram não favoráveis à hipótese de bolha porque a explosão coincidiu com o comportamento explosivo nos preços relativos dos bens comercializados. Exibiram também, que é crucial retirar os fundamentos na identificação de bolhas racionais nos preços dos ativos, pois a explosão por si só não é condição suficiente.

3 Metodologia

Este capítulo é subdividido em três partes, sendo uma para melhor compreensão da abordagem teórica, e duas para metodologia que auxilia o alcance dos objetivos. Na primeira parte destaca-se o referencial teórico que orienta a discussão da abordagem teórica a ser utilizada como fundamento da taxa de câmbio. A subseção seguinte compila os aspectos metodológicos da análise teórica de como a taxa de câmbio se relaciona com os seus fundamentos teóricos. Opta-se o tratamento dos fundamentos como modelos teóricos de expectativas racionais lineares e exatos de valor presente a fim de se adequar dentro da abordagem de Campbell e Shiller (1987). Encerra-se o capítulo fazendo uma apresentação da abordagem metodológica utilizada para testar se a variável câmbio se distancia dos seus fundamentos apresentando portanto, um comportamento de bolha através do teste de Phillips, Wu e Yu.

3.1 Referencial Teórico

3.1.1 Paridade do Poder de Compra (PPC)

Segundo MacDonald (2007), o ponto de partida da hipótese tradicional da Paridade do Poder de Compra (PPC) é a chamada Lei do Preço Único (LPU). Considere dois países em que cada um produz um bem homogêneo. Na ausência de quaisquer entraves ao comércio internacional, a LPU diz que o bem homogêneo deve ser vendido pelo mesmo preço no país doméstico quanto no estrangeiro, quando convertido à taxa de câmbio de mercado:

$$P_{i,t} = S_t P_{i,t}^* \quad (3.1)$$

onde $i = 1, 2, \dots, N$, $P_{i,t}$ é o preço do bem, $P_{i,t}^*$ é o preço do bem no país estrangeiro e S_t é a taxa de câmbio nominal expressa como o preço doméstico da moeda estrangeira no período t .

O mecanismo que força a LPU é a arbitragem. Se o nível de preços doméstico é maior do que o quociente do nível de preços estrangeiro e a taxa de câmbio, é rentável enviar o bem estrangeiro para o país doméstico. A continuação do processo seria assegurar a restauração da LPU (isto é, os preços domésticos cairiam e haveria ascensão no país estrangeiro).

Se considerar que existem n bens produzidos em cada país e cada um desses bens tem como contrapartida um bem homogêneo equivalente no país estrangeiro, pela soma entre os n bens, uma medida do nível geral de preços em cada país pode ser obtida como:

$$P_t = \sum_{i=1}^n \alpha^i P_t^i \quad (3.2)$$

e

$$P_t^* = \sum_{i=1}^n \alpha^i P_t^{i*} \quad (3.3)$$

onde α denota o peso utilizado para agregar os preços individuais, $\sum_{i=1}^n \alpha_i = 1$ e presume-se que os pesos são idênticos em todos os países. Utilizando esses níveis de preços, deriva-se a condição de PPC Absoluta¹ como:

$$S_t = \frac{P_t}{P_t^*} \quad (3.4)$$

a PPC Absoluta diz que a taxa de câmbio nominal de um país é determinada como a relação entre os níveis gerais de preços domésticos e estrangeiros. Assim, um país com nível de preço relativamente elevado terá uma taxa de câmbio depreciada em relação aos seus parceiros comerciais. Como na LPU, a arbitragem é o mecanismo de garantia da PPC Absoluta, onde esta é geralmente considerada como uma relação de longo prazo.

A equação (3.4) pode ser expressa em log como:

$$s_t = p_t - p_t^* \quad (3.5)$$

em que as letras minúsculas denotam a utilização da transformação log natural.

3.1.2 Modelo Monetário

Para MacDonald (2007), o modelo de abordagem monetária do preço flexível é usualmente apresentado considerando dois países, duas moedas, dois ativos financeiros e um único bem homogêneo comercializável. Fundamentalmente, os ativos financeiros são considerados substitutos perfeitos e assim, a paridade descoberta de juros permanece:

$$E_t(\Delta s_{t+k}) = (i_t - i_t^*) \quad (3.6)$$

Onde Δs_{t+k} é a variação da taxa de câmbio em log, i_t a taxa de juros nacional em log e i_t^* a taxa de juros do país estrangeiro em log. O equilíbrio no mercado de ativos podendo ser considerado como resíduo, o foco se torna a condição de equilíbrio no mercado monetário. Assim, a relação de demanda monetária de Cagan, m_t^D , log-linearizada, pode ser expressa como:

$$m_t^D - p_t = \beta_0 y_t - \beta_1 i_t \quad (3.7)$$

e

$$m_t^{D*} - p_t^* = \beta_0 y_t^* - \beta_1 i_t^* \quad (3.8)$$

com $\beta_0, \beta_1 > 0$, onde β_0 é a elasticidade renda e β_1 a semi-elasticidade de juros, ambas consideradas iguais em todos os países. O produto é determinado por y_t , o índice de

¹ Outra condição é chamada de PPC Relativa, a qual é obtida através das primeiras diferenças (Δ) das variáveis. Para melhor compreensão, ver MacDonald (2007)

preços por p_t e a taxa de juros por i_t . Vale ressaltar que a equação (3.7) e (3.8) se referem aos países, doméstico e estrangeiro, respectivamente. Adicionalmente, assume-se que o equilíbrio do mercado monetário mantém continuamente em cada país:

$$m_t^D = m_t^O = m_t \quad (3.9)$$

e

$$m_t^{D*} = m_t^{O*} = m_t^* \quad (3.10)$$

utilizando destas condições em (3.7) e (3.8) e rearranjando os termos isolando os preços relativos, tem-se:

$$p_t - p_t^* = m_t - m_t^* - \beta_0(y_t - y_t^*) + \beta_1(i_t - i_t^*) \quad (3.11)$$

Assumindo que a PPC Absoluta é válida para os preços relativos, obtém-se uma equação base da abordagem monetária:

$$s_t = m_t - m_t^* - \beta_0(y_t - y_t^*) + \beta_1(i_t - i_t^*) \quad (3.12)$$

A taxa de câmbio nominal é impulsionada pela oferta excessiva relativa de moeda. Mantendo as variáveis de demanda de moeda constantes, um aumento na oferta de moeda doméstica em relação à sua contraparte estrangeira produz uma depreciação proporcional da moeda. As mudanças nos níveis do produto ou nas taxas de juros têm seus efeitos na taxa de câmbio, indiretamente, por meio de seus efeitos sobre a demanda por moeda. Assim, por exemplo, um aumento da renda doméstica em relação à renda estrangeira, *ceteris paribus*, produz uma apreciação cambial, enquanto uma queda da taxa de juros doméstica em relação à taxa externa gera uma depreciação.

Em síntese o modelo indica que a taxa de câmbio nominal é determinada pelo excesso relativo de oferta de moeda. Alterações que possam ocorrer no nível de produto e, ou no nível de preços, portam um impacto indireto sobre a taxa de câmbio através dos efeitos sobre a demanda de moeda.

Note que, através de (3.6), a variação esperada da taxa de câmbio é igual ao diferencial da taxa de juros, assim, pode-se reescrever (3.12) como:

$$s_t = m_t - m_t^* - \beta_0(y_t - y_t^*) + \beta_1 E_t(s_{t+1} - s_t) \quad (3.13)$$

Como a equação base do modelo (3.13) inclui as expectativas futuras sobre a taxa de câmbio, então há a possibilidade das flutuações observadas excederem aquelas que seriam consistentes com os seus fundamentos. Reescrevendo a equação (3.13) temos:

$$s_t = m_t^{**} - \beta_0 y_t^{**} + \beta_1 E_t s_{t+1} - \beta_1 s_t \quad (3.14)$$

onde $m_t^{**} = m_t - m_t^*$ é a diferença de moeda entre o país local e o país estrangeiro e $y_t^{**} = y_t - y_t^*$ a diferença de produto entre o país local e o país estrangeiro. Através de manipulação algébrica, tem-se:

$$\begin{aligned} s_t + s_t\beta_1 &= m_t^{**} - \beta_0 y_t^{**} + \beta_1 E_t s_{t+1} \\ s_t(1 + \beta_1) &= m_t^{**} - \beta_0 y_t^{**} + \beta_1 E_t s_{t+1} \\ s_t &= \frac{1}{1 + \beta_1}(m_t^{**} - \beta_0 y_t^{**}) + \frac{\beta_1}{1 + \beta_1} E_t s_{t+1} \end{aligned} \quad (3.15)$$

Através do método recursivo, cujo detalhamento está no Apêndice A, a relação valor presente é dada por:

$$s_t = \sum_{i=0}^{\infty} \alpha^i E_t q_{t+i} + \alpha^{i+1} E_t s_{t+i+1} \quad (3.16)$$

onde $q_{t+i} = \frac{1}{1+\beta_1}(m_{t+i}^{**} - \beta_0 y_{t+i}^{**})$ é a variável que representa os fundamentos do modelo e $\alpha = \beta_1/(1 + \beta_1)$ é o fator de desconto. Impondo a condição de ausência de bolhas onde $\alpha^{i+1} E_t s_{t+i+1} \rightarrow 0$ quando $i \rightarrow \infty$, tem-se:

$$s_t = \sum_{i=0}^{\infty} \alpha^i E_t q_{t+i} \quad (3.17)$$

Uma implicação da equação acima é que as mudanças nos fundamentos atuais podem ter um efeito mais do que proporcional ou mais amplo em s_t na medida em que influenciam o perfil futuro das expectativas.

3.1.3 Regra de Taylor

Engel e West (2005) discutem a dificuldade de se prever mudanças na taxa de câmbio quando esta segue um passeio aleatório quando o fator de desconto se aproxima da unidade. A partir daí apresentam um teorema no qual o passeio aleatório de preços de ativos pode resultar de um modelo de valor presente e, entre eles, é exibido o modelo da Regra de Taylor. No presente trabalho, realizou-se mudanças convenientes a respeito do modelo exibido pelos autores os quais serão discutidos nesta seção.

Denota-se $\pi_t = p_t - p_{t-1}$ como taxa de inflação e y_t^g o hiato do produto. Assume-se que o país doméstico segue uma regra de Taylor da forma:

$$i_t = \beta_3 y_t^g + \beta_4 \pi_t + v_t \quad (3.18)$$

onde $\beta_3 > 0$, $\beta_4 > 1$ e v_t um choque que contém termos omitidos².

² Uma parte da literatura sobre a regra de Taylor acrescenta a inflação esperada na regra da política monetária. Utiliza-se a inflação real para simplicidade de notação. Se a inflação esperada estiver na regra monetária, então a inflação nas fórmulas será substituída.

O país estrangeiro segue uma regra de Taylor que inclui, explicitamente, taxas de câmbio:

$$i_t^* = -\beta_2(s_t - \bar{s}_t^*) + \beta_3 y_t^{*g} + \beta_4 \pi_t^* + v_t^* \quad (3.19)$$

onde $0 < \beta_2 < 1$ e \bar{s}_t^* é uma meta para a taxa de câmbio. Assume-se que as autoridades monetárias buscam alcançar a taxa de câmbio no nível da PPC:

$$\bar{s}_t^* = p_t - p_t^* \quad (3.20)$$

Uma vez que s_t é medido em moeda estrangeira por unidade de reais, a regra indica que, o país estrangeiro aumenta as taxas de juros quando sua moeda aprecia em relação à meta.

A partir da equação (3.18), subtrai-se a regra para o país estrangeiro, assim:

$$i_t - i_t^* = \beta_2(s_t - \bar{s}_t^*) + \beta_3(y_t^g - y_t^{*g}) + \beta_4(\pi_t - \pi_t^*) + v_t - v_t^* \quad (3.21)$$

Substituindo a paridade descoberta de juros (3.6) e a equação (3.20) em (3.19), tem-se:

$$s_t = \frac{\beta_2}{1 + \beta_2}(p_t - p_t^*) - \frac{1}{1 + \beta_2}[\beta_3(y_t^g - y_t^{*g}) + \beta_4(\pi_t - \pi_t^*) + v_t - v_t^*] + \frac{1}{1 + \beta_2}E_t s_{t+1} \quad (3.22)$$

Esta equação possui a forma geral de modelos de valor presente, no entanto a presença do termo $v_t - v_t^*$ o torna um modelo não exato, hipótese que não satisfaz o modelo que será exibido na seção posterior. Desta forma, é conveniente utilizar as variáveis p_t , y_t^g e π_t como fundamentos da taxa de câmbio, assumindo que os choques são não observados. Assim:

$$s_t = \frac{\beta_2}{1 + \beta_2}(p_t - p_t^*) - \frac{1}{1 + \beta_2}[\beta_3(y_t^g - y_t^{*g}) + \beta_4(\pi_t - \pi_t^*)] + \frac{1}{1 + \beta_2}E_t s_{t+1} \quad (3.23)$$

Através do método recursivo, cujo detalhamento está no Apêndice B, o modelo (A) de valor presente é dado por:

$$s_t = \varphi \sum_{i=0}^{\infty} \varphi^i E_t f_{t+i} + \varphi^{i+1} E_t s_{t+i+1} \quad (3.24)$$

onde $f_{t+i} = \beta_2 p_{t+i}^{**} - \beta_3 y_{t+i}^{**g} - \beta_4 \pi_{t+i}^{**}$ e $\varphi = (\frac{1}{1+\beta_2})$. Impondo a condição de ausência de bolhas onde $\varphi^{i+1} E_t s_{t+i+1} \rightarrow 0$ quando $i \rightarrow \infty$, tem-se:

$$s_t = \varphi \sum_{i=0}^{\infty} \varphi^i E_t f_{t+i} \quad (3.25)$$

A equação (3.21) pode ser expressa de outra maneira, utilizando novamente a paridade descoberta de juros, onde:

$$E_t(\Delta s_{t+k}) = (i_t - i_t^*)$$

Note que:

$$E_t s_{t+1} - s_t = (i_t - i_t^*)$$

$$s_t = E_t s_{t+1} - (i_t - i_t^*)$$

Desta forma:

$$E_t s_{t+1} - s_t = \beta_2 [E_t s_{t+1} - (i_t - i_t^*)] - \beta_2 \bar{s}_t^* + \beta_3 (y_t^g - y_t^{*g}) + \beta_4 (\pi_t - \pi_t^*) + v_t - v_t^*$$

Rearranjando os termos, tem-se:

$$s_t = \beta_2 (i_t - i_t^*) + \beta_2 \bar{s}_t^* - \beta_3 (y_t^g - y_t^{*g}) - \beta_4 (\pi_t - \pi_t^*) - v_t + v_t^* + (1 - \beta_2) E_t s_{t+1}$$

Utilizando a equação (3.20), tem-se:

$$s_t = \beta_2 (i_t - i_t^*) + \beta_2 (p_t - p_t^*) - \beta_3 (y_t^g - y_t^{*g}) - \beta_4 (\pi_t - \pi_t^*) - v_t + v_t^* + (1 - \beta_2) E_t s_{t+1}$$

A equação acima possui a mesma característica da equação (3.22), no qual ambas representam um modelo de valor presente não exato. Através da utilização conveniente das variáveis que representam os fundamentos, tem-se:

$$s_t = \beta_2 (i_t - i_t^*) + \beta_2 (p_t - p_t^*) - \beta_3 (y_t^g - y_t^{*g}) - \beta_4 (\pi_t - \pi_t^*) + (1 - \beta_2) E_t s_{t+1} \quad (3.26)$$

Utilizando novamente o método recursivo (ver Apêndice C), o modelo (B) de valor presente é dado por:

$$s_t = \sum_{i=0}^{\infty} \varrho^i E_t d_{t+i} + \varrho^{i+1} E_t s_{t+i+1} \quad (3.27)$$

onde $d_t = (\beta_2 i_{t+i}^{**} + \beta_2 p_{t+i}^{**} - \beta_3 y_{t+i}^{**g} - \beta_4 \pi_{t+i}^{**})$ e $\varrho = (1 - \beta_2)$. Impondo a condição de ausência de bolhas onde $\varrho^{i+1} E_t s_{t+i+1} \rightarrow 0$ quando $i \rightarrow \infty$, tem-se:

$$s_t = \sum_{i=0}^{\infty} \varrho^i E_t d_{t+i} \quad (3.28)$$

3.2 O Modelo Empírico

Para uma melhor compreensão da aplicação a ser descrita nesta seção, utiliza-se o Modelo Monetário como modelo base para descrever o método aplicado. Campbell e Shiller (1987) desenvolveram um teste alternativo para uma relação de valor presente o qual é válido quando as variáveis são estacionárias em primeira diferença. Tem-se:

$$s_t = \theta (1 - \alpha) \sum_{i=0}^{\infty} \alpha^i E_t q_{t+i} \quad (3.29)$$

onde q_{t+1} é a variável que representa os fundamentos do modelo monetário, α é o fator de desconto, $\theta = 1 + \beta_1$ é o coeficiente de proporcionalidade, parâmetros que podem ser conhecidos a priori ou podem ser estimados se necessário. No presente trabalho, os valores seguem as mudanças ocorridas nas elasticidades por questão de construção dos mesmos.

Para se testar o modelo da equação (4.1), deve-se usá-lo para restringir o comportamento da variável $\xi_t = s_t - (1/\alpha)\{s_{t-1} - [\theta(1 - \alpha)]q_{t-1}\}$. Substituindo (4.1), tem-se:

$$\xi_t = \sum_{i=0}^{\infty} \alpha^i E_t q_{t+i} - (1/\alpha) \left\{ \sum_{i=0}^{\infty} \alpha^i E_{t-1} q_{t+i-1} - (1)q_{t-1} \right\}$$

$$\xi_t = \sum_{i=0}^{\infty} \alpha^i E_t q_{t+i} - (1/\alpha) \sum_{i=0}^{\infty} \alpha^i E_{t-1} q_{t+i-1} + (1/\alpha)q_{t-1}$$

$$\xi_t = \sum_{i=0}^{\infty} \alpha^i E_t q_{t+i} - (1/\alpha)E_{t-1}q_{t-1} - (1/\alpha) \sum_{i=1}^{\infty} \alpha^i E_{t-1}q_{t+i-1} + (1/\alpha)q_{t-1}$$

Note que os termos $(1/\alpha)E_{t-1}q_{t-1}$ e $(1/\alpha)q_{t-1}$ são iguais, dado que $E_{t-1}q_{t-1} = q_{t-1}$, assim:

$$\xi_t = \sum_{i=0}^{\infty} \alpha^i E_t q_{t+i} - (1/\alpha) \sum_{i=1}^{\infty} \alpha^i E_{t-1} q_{t+i-1}$$

sabe-se que $(1/\alpha) \sum_{i=1}^{\infty} \alpha^i E_{t-1} q_{t+i-1} = E_{t-1}s_t$, desta forma:

$$\xi_t = s_t - E_{t-1}s_t \tag{3.30}$$

Além de uma constante, ξ_t é a verdadeira inovação em s_t no tempo t , em outras palavras, descreve o erro na previsão da taxa esperada.

Desde que o lado direito de (3.30), ajustado para uma constante, seja ortogonal a todos os elementos do conjunto de informação I_{t-1} , podemos testar a relação de valor presente pela regressão ξ_t sobre as variáveis neste conjunto e testar se os coeficientes são conjuntamente zero. Para isso, deve-se tratar, cuidadosamente, de algumas questões.

Os regressores utilizados para prever ξ_t devem ser estacionários se a teoria de distribuição assintótica é aplicável. Mas não está claro como a exigência de estacionariedade pode ser conciliada com este objetivo se s_t e q_t não são estacionárias.

Enquanto (4.1) implica em (4.2), não podemos afirmar que o inverso se aplica. A equação (4.2) é consistente com uma forma mais geral de (4.1) que inclui uma bolha racional, uma variável aleatória, b_t satisfazendo $b_t = \alpha E_t b_{t+1}$. Houve interesse considerável em testar (4.1) contra a alternativa de que s_t era influenciada por uma bolha racional (Blanchard e Watson (1982); Hamilton e Whiteman (1985); Quah (1986); West (1987a)).

Por último, não é, suficientemente, claro quais são as implicações para s_t de coeficientes diferentes de zero em uma regressão sobre informações em ξ_t .

Com intuito de contornar o problema de não estacionariedade de s_t , define-se uma nova variável:

$$X_t \equiv s_t - \theta q_t \quad (3.31)$$

no qual refere-se a "*spread*". No caso do mercado cambial, é o *gap* existente entre a taxa de câmbio à vista e os fundamentos correntes. O *spread* pode ser escrito como uma combinação linear da variáveis Δs_t , Δq_t e ξ_t : $X_t = \frac{1}{1-\alpha} \Delta s_t - \theta \Delta q_t - [\frac{\alpha}{1-\alpha}] \xi_t$.

A partir da equação (4.1), tem-se duas interpretações alternativas para o *spread*. Subtraindo θq_t de ambos os lados da equação e rearranjando, obtém-se:

$$X_t = E_t X_t^* + c \quad (3.32)$$

onde

$$X_t^* = \theta \sum_{i=0}^{\infty} \alpha^i \Delta q_{t+i}$$

e

$$X_t = \left(\frac{\alpha}{1-\alpha} \right) E_t \Delta s_{t+1} + c \quad (3.33)$$

Note que a equação (4.4) diz que o *spread* é uma constante mais a previsão ideal de X_t^* . A equação (4.5) diz que o *spread* é linear na previsão ótima da mudança em s .

Estas equações ajudam a resolver as questões levantadas acima. Se Δq_t é estacionária, de (4.4) tem-se X_t estacionária e, conseqüentemente, de (4.5) Δs_t é estacionária. Isso permite utilizar X_t e Δq_t ou X_t e Δs_t como variáveis estacionárias que resumam a história das variáveis s_t e q_t em um teste de regressão do modelo.

Os estágios seguintes visam gerar um *spread* teórico, o qual será analisado através da diferença em relação ao *spread*. É importante esclarecer que o *spread* e o *spread* teórico não descrevem o câmbio. São apenas variáveis que servirão como medida para descrever a relação dos fundamentos e o câmbio.

Utilizando (4.4) e (4.5), pode-se calcular as implicações em s_t de ξ_t previsível, através de uma estimação da representação VAR:

$$\begin{bmatrix} \Delta q_t \\ X_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a(L) & b(L) \\ c(L) & d(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta q_{t-1} \\ X_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{bmatrix} \quad (3.34)$$

Onde os polinômios dos operadores defasados $a(L)$, $b(L)$, $c(L)$ e $d(L)$ são todos de ordem p . Este VAR pode ser utilizado para vários períodos de previsão de Δq_t , incluindo a variável de X_t que, de acordo com (4.4), é a previsão ótima do valor presente futuro Δq_t .

Para simplificar a notação, a matriz (4.6) pode ser empilhada em um sistema de primeira ordem onde os elementos que não aparecem na matriz de coeficientes são iguais a

zero:

$$\begin{bmatrix} \Delta q_t \\ \vdots \\ \Delta q_{t-p+1} \\ X_t \\ \vdots \\ X_{t-p+1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_1 & \cdots & a_p & b_1 & \cdots & b_p \\ 1 & & & & & \\ & \ddots & & & & \\ & & 1 & & & \\ c_1 & \cdots & c_p & d_1 & \cdots & d_p \\ & & & 1 & & \\ & & & & \ddots & \\ & & & & & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta q_{t-1} \\ \vdots \\ \Delta q_{t-p} \\ X_{t-1} \\ \vdots \\ X_{t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ \vdots \\ 0 \\ u_{2t} \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix} \quad (3.35)$$

De forma mais sucinta, pode-se escrever a matriz acima como $z_t = Az_{t-1} + u_t$. A matriz A é chamada de matriz *companion* do VAR. Uma fraca implicação é que X_t deve linearmente causar no sentido de Granger Δq_t a menos que X_t é em si uma função linearmente exata do atual e defasado Δq_t .

O conjunto completo de restrições do modelo de valor presente surge da projeção da equação (4.4) sobre o conjunto de informações H_t , observando que o lado esquerdo não se altera, pois X_t está em H_t , reescreve-se:

$$g' z_t = \theta \sum_{i=1}^{\infty} \alpha^i h' A^i z_t \quad (3.36)$$

onde g' e h' são vetores linha com $2p$ elementos, todos os quais são zero, exceto para os $p+1$ primeiro elemento de g' e o primeiro elemento de h' , os quais são unidade. Se esta expressão é válida para z_t geral (Ω não singular), deve ser o caso de que:

$$g' = \theta \sum_{i=1}^{\infty} \alpha^i h' A^i = \theta h' \alpha A (I - \alpha A)^{-1} \quad (3.37)$$

A segunda igualdade segue avaliando a soma infinita. Note que deve convergir, pois as variáveis, Δq_t e X_t , são estacionárias sob a hipótese nula³.

A equação (4.9) pode ser simplificada para que (com α e θ dados) suas restrições sejam lineares e de fácil interpretação. Multiplica-se ambos os lados de (3.37) por $(I - \alpha A)$, obtém-se:

$$g' (I - \alpha A) = \theta h' \alpha A \quad (3.38)$$

A partir da matriz A , as restrições impostas por (4.10) sobre os coeficientes individuais são $c_i = a_i$, $i = 1, \dots, p$; $d_i = (1/\alpha) - \theta b_i$, $i = 1, \dots, p$. Adicionando $\theta \Delta q_t$ a X_t , pode-se interpretar essas restrições. Elas afirmam que $\xi_t = X_t - (1/\alpha)X_t + \theta \Delta q_t$ é imprevisível dado Δq_t e X_t defasados, que é o que a equação (4.2) implica para o conjunto de informação H_t .

A principal vantagem do modelo VAR é a capacidade de gerar medidas alternativas de importância econômica, não apenas de significância estatística, dos desvios da relação

³ Sob uma alternativa de bolha explosiva esta soma não irá convergir e a matriz $(I - \delta A)$ será singular.

de valor presente. Para uma visão mais clara, suponha que o modelo de valor presente não é válido, de modo que $E_t \xi_{t+i} \neq 0$ para $i \geq 1$. Então, as equações (4.4) e (4.5) não se mantêm mais.

Definindo o *spread* teórico, X'_t , como a previsão ótima, dado o conjunto de informação H_t , do valor presente de todas as mudanças futuras em q :

$$X'_t = E(X_t^* | H_t) = \theta h' \alpha A (I - \alpha A)^{-1} z_t \quad (3.39)$$

Ignorando os termos constantes, tem-se:

$$X_t - X'_t = \sum_{i=1}^{\infty} \alpha^i E(\xi_{t+i} | H_t) \quad (3.40)$$

e

$$X_t - \left(\frac{\alpha}{1-\alpha}\right) E(\Delta s_{t+1} | H_t) = \left(\frac{\alpha}{1-\alpha}\right) E(\xi_{t+1} | H_t) \quad (3.41)$$

A métrica da equação (4.12) no trabalho original é mais direta. Para Campbell e Shiller (1987), esta métrica é alta se o valor presente dos retornos futuros excedentes for previsível. Um grande desvio do modelo requer que os movimentos em ξ sejam previsíveis muitos períodos de antecedência. No caso do presente trabalho, a métrica será alta se o valor presente do *gap* entre a taxa de câmbio à vista e os fundamentos futuros for previsível.

Apresenta-se gráficos de séries temporais do *spread* X_t e do *spread* teórico X'_t , a previsão irrestrita VAR do valor presente das mudanças em q_t futuras. Se o modelo de valor presente é válido, as variáveis irão diferir apenas por erro de amostragem. As grandes diferenças observadas nos movimentos das séries temporais das duas variáveis implicam desvios economicamente importantes do modelo.

A partir destes resultados, testes de volatilidade podem ser realizados para se testar o modelo atual contra a alternativa que s_t ou alguma transformação dela “se move muito”.

Um teste de volatilidade é exibido em que a razão $var(X_t)/var(X'_t)$ é a unidade, calculada através do sistema VAR juntamente com o erro padrão. Sob o modelo de valor presente, a razão deve ser um, mas pode ser maior que um se o *spread* é muito volátil em relação ao conjunto de informação.

O fato de que uma combinação linear X_t de q_t e s_t , é estacionária em nível, embora q_t e s_t são, individualmente, estacionárias apenas em primeiras diferenças, acaba por ser importante para compreensão dos modelos de valor presente. Na linguagem da análise de séries de tempo, o vetor $X_t = (q_t s_t)'$ é cointegrado.

3.3 Teste de Phillips, Wu E Yu

A busca por diferenças entre os *spreads* é de suma importância, pois, uma vez encontrado, propõe-se que a série em questão pode ter desvios economicamente importantes,

inclui-se nestes, o efeito bolha. A partir disto, busca-se a utilização de ferramentas de apoio para alcançar o maior número de evidências possíveis, o caso do teste apresentado nesta seção, especificamente.

A idéia chave de Phillips, Wu e Yu (2011) é simplesmente de implementar e resolver calculando, recursivamente, a cauda direita⁴ do teste de raiz unitária para avaliar a evidência para o comportamento ligeiramente explosivo nos dados. Em particular, para séries temporais $L_{t=1}^n$, aplica-se testes de raiz unitária padrões (teste de coeficiente ou o teste de Dickey-Fuller) com raízes unitárias assintóticas usuais sob a hipótese nula contra a alternativa de uma raiz explosiva. O teste difere dos testes habituais da cauda esquerda para estacionariedade.

Mais especificamente, por mínimos quadrados recursivos, estima-se a especificação auto regressiva:

$$L_t = \mu_x + \varpi L_{t-1} + \sum_{j=1}^j \phi_j \Delta L_{t-j} + \varepsilon_{L,t}, \varepsilon_{L,t} \sim NID(0, \sigma^2) \quad (3.42)$$

Para algum valor dado do parâmetro j , onde (*NID*) denota uma distribuição independente e normal. As hipóteses são dadas por:

$$H_0 : \varpi = 1$$

$$H_1 : \varpi > 1$$

onde a hipótese alternativa permite auto regressões ligeiramente explosivas com $\delta = 1 + c/k_n$ onde $k_n \rightarrow \infty$ e $k_n/n \rightarrow 0$. A última condição assegura que o processo X_t é ligeiramente explosivo no sentido de Phillips e Magdalinos (2007)⁵. Se $k_n = 0(n)$ e $\delta = 1 + c/n$, então a alternativa é local para unidade e X_t tem comportamento aleatório errante e não é mais ligeiramente explosivo.

Se o modelo (4.14) é o verdadeiro processo de geração dos dados para todo t , então regressões recursivas são desnecessárias. Neste caso, um teste de raiz unitária do lado direito com base na amostra total é capaz de distinguir uma raiz unitária nula para uma alternativa explosiva.

Para encontrar evidência para a presença de uma bolha na amostra total, Phillips, Wu e Yu (2011) sugeriram o uso de uma estatística sup com base na regressão recursiva. Em

⁴ Um teste de cauda direita se trata de um teste em que a hipótese alternativa é declarada ser superior à hipótese nula. Em outras palavras, a desigualdade aponta para direita ($>$).

⁵ A sequência $\delta_n = 1 + c/k_n > 1$ é local para a origem no sentido que $\delta_n \rightarrow 1$ com $n \rightarrow \infty$, mas para qualquer n finito, envolve desvios moderados de raiz unitária, ou seja, os desvios que são maiores que os convencionais $O(n^{-1})$ para os quais testes de raiz unitária têm propriedades de poder local não triviais (ver Phillips (1987)) e distribuições aplicáveis do tipo raiz unitária. A série temporal correspondente X_t em (3.30) é ligeiramente explosiva. Importante, k_n pode estar dentro de um fator de variação lenta de n , por exemplo $\log n$, de modo que possamos ter $k_n = n/\log n$

regressões recursivas, o modelo (4.14) é estimado repetidamente, utilizando subconjuntos de dados da amostra incrementado em uma observação a cada passagem. Se a primeira regressão envolve $\tau_0 = [nr_0]$ observações, para alguma fração r_0 do total da amostra, onde $[\]$ significa a parte inteira do argumento, regressões subseqüentes empregam este conjunto de dados originários completadas por sucessivas observações gerando uma amostra de tamanho $\tau_0 = [nr]$ para $r_0 \leq r \leq 1$. Denotando a estatística t correspondente por ADF_r , então ADF_1 corresponde à amostra completa. Sob a hipótese nula, temos:

$$ADF_r \Rightarrow \frac{\int_0^r \tilde{W} dW}{(\int_0^r \tilde{W}^2)^{1/2}} \quad (3.43)$$

e

$$\sup_{r \in [r_0, 1]} ADF_r \Rightarrow \sup_{r \in [r_0, 1]} \frac{\int_0^r \tilde{W} dW}{(\int_0^r \tilde{W}^2)^{1/2}} \quad (3.44)$$

onde W é o movimento Browniano padrão e $\tilde{W}(r) = W(r) - \frac{1}{r} \int_0^1 W$ é o movimento Browniano diminuído⁶. Comparação de $\sup_r ADF$ com os valores críticos da cauda direita de $\sup_r \int_0^r [W dW / (\int_0^r W^2)^{1/2}]$ torna possível testar uma raiz unitária contra a explosão.

⁶ Observe-se que, dado o processo limitado de movimento Browniano $W(r) : r \in [0, 1]$, o que limita a variação $\xi(r) = \int_0^r [W dW / (\int_0^r W^2)^{1/2}]$ correspondente a ADF_r , é um processo estocástico que se envolve com r . No entanto, a distribuição dimensional finita de $\xi(r)$, dado r , é a mesma para todo $r > 0$ e é a habitual distribuição limite de raiz unitária $\int_0^r [W dW / (W^2)^{1/2}]$.

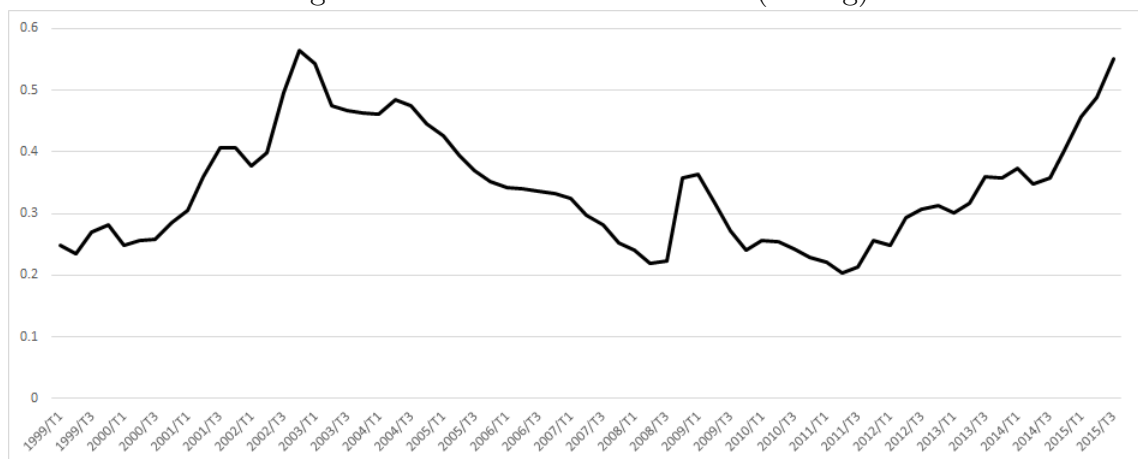
4 DADOS

Teoricamente, a representação da taxa de câmbio pelos modelos discutidos no capítulo anterior se adequa a regimes de câmbio flutuante. Uma vez que, no período inicial do Plano Real até janeiro de 1999 a taxa de câmbio no Brasil seguia um regime de flutuação dentro de bandas cambiais, a utilização destes modelos para definirem o comportamento do fundamento da taxa de câmbio se torna inadequada. Desta forma, o presente trabalho optou-se por dados compreendidos em janeiro de 1999 a setembro de 2015, com observações trimestrais.

4.1 Taxa de Câmbio

A taxa de câmbio utilizada corresponde às taxas da média do período em referência, calculadas para venda R\$/US\$, mensurada pelo Banco Central e disponível na base de dados do Sistema gerenciador de Séries Temporais do próprio Banco Central.

Figura 1 – Movimento do Câmbio (em log)



Fonte: elaboração própria

Na Figura 1 é exibido o movimento da taxa de câmbio R\$/US\$ no período de observação. No começo de 2001, a taxa de câmbio sofreu uma pressão, cujo principal motivo se deu pelo expressivo déficit comercial acumulado no primeiro trimestre, sinalizando dificuldades no fechamento das contas do balanço de pagamento. Em 2002, a taxa média no primeiro trimestre do ano sofreu uma queda responsabilizada pelos recorrentes saldos comerciais superavitários e o ingresso de capitais no país. No mesmo ano, o Governo enfrentou dificuldade em rolar a dívida pública, bem como o setor privado, principal responsável pelo montante da dívida externa, enfrentou sérios problemas de (re)financiamento de dívida e, por outro lado, a perspectiva de mudança da política econômica, são pontos levados em conta como causa da elevação da taxa de câmbio no fim do ano.

O aumento das taxas de juros são, usualmente, acompanhados por valorização cambial da moeda. Isso ocorre, primeiro, porque a elevação dos juros aumenta a preferência dos agentes econômicos por reter mais ativos financeiros, que pagam juros, em detrimento de reter moeda(s) estrangeira(s). Em segundo lugar, porque o crescimento da rentabilidade desses ativos amplia os fluxos de financiamentos externos para o país. Os dois aspectos citados interferem no mercado cambial, aumentando a oferta e diminuindo a demanda de divisas estrangeiras. Assim, acionam a valorização cambial. Porém, a partir de 2002 houveram outros fatores que carregaram esta responsabilidade. Ocorreram no país grandes mudanças nas contas do balanço de pagamentos. O Brasil saiu da persistente posição de grande demandante de financiamentos para uma posição de amortização de sua dívida externa líquida. Por isso, o Banco Central foi capaz de antecipar os pagamentos ao FMI. Em larga medida, a valorização cambial foi inerente à melhora das contas externas.

A taxa de câmbio seguiu em declínio e de fato, em 2007, pelo segundo ano consecutivo, o câmbio desempenhou um papel de agente controlador da inflação, impactando diretamente os preços comercializáveis. Ao longo do ano, dada uma maior inserção de produtos importados no mercado brasileiro, parte da alta nos preços dos alimentos se compensou pelo excelente comportamento dos demais preços desse segmento, principalmente os relacionados a bens de consumo, como eletroeletrônicos e mobiliário. Neste período, o país seguia uma conjuntura externa favorável, refletida num alto volume de liquidez internacional, num crescimento robusto da economia mundial e na manutenção de uma trajetória crescente dos preços das *commodities*.

Nos meses de outubro e novembro de 2008, devido à incerteza provocada pela crise financeira norte-americana e pela exposição de algumas empresas do setor produtivo brasileiro nos mercados de derivativos cambiais, o real sofreu forte depreciação, ao mesmo tempo em que a volatilidade elevou-se significativamente em todos os mercados. Depois de a taxa de câmbio ter atingido a menor cotação desde dezembro de 1998 em julho de 2008, o real desvalorizou-se fortemente. Esse movimento foi ocasionado pela crise internacional e pelo conseqüente aumento da volatilidade do mercado interbancário de câmbio, ampliado pela quase paralisação das operações no mercado futuro de dólar. Essa depreciação acentuada expôs o grau de financeirização das empresas não financeiras brasileiras, e o seu grau de alavancagem nos mercados derivativos. Os prejuízos dessas empresas produziram no Brasil os efeitos mais fortes da crise americana, até então.

Durante o ano de 2009, o mercado de câmbio tendeu a uma apreciação do real. Entretanto, houve uma depreciação nos meses de julho e agosto, retornando à apreciação no mês de setembro. Para isso, contribuíram os anúncios de crescimento trimestral na França, na Alemanha e no Japão, e de dados positivos nos Estados Unidos que resultaram em uma menor aversão ao risco internacional, com o conseqüente influxo cambial para o Brasil. Nesse contexto, o Banco Central continuou intervindo no câmbio com compras no

mercado à vista e acumulando reservas internacionais.

Em 2011, a trajetória de desvalorização da taxa de câmbio foi condicionada, em grande medida, pelo cenário de crise internacional, sobretudo na Europa. Em 2012, há uma perda da moeda brasileira frente às divisas européia e norte-americana relacionada, principalmente, à política cambial de manter o real mais desvalorizado para incentivar as exportações, dado que o crescimento mundial seguia bastante fraco.

O nível de incertezas acima do normal e diversos eventos afetaram a economia no ano de 2013. Entre estes é possível citar as manifestações populares de junho e julho e a possibilidade de mudanças na política monetária americana impactarem sobre a taxa de câmbio. Em compensação, as taxas de câmbio da maioria dos países se desvalorizaram em relação ao dólar, especialmente as de países emergentes, evidenciando a mudança de percepção quanto ao grau de liquidez nos mercados internacionais.

O desempenho favorável dos fluxos de capital e a continuidade do programa de *swaps* cambiais por parte do Banco Central não impediram que a taxa de câmbio sofresse desvalorização significativa nos últimos meses de 2014. Porém, o movimento não teve relação com as taxas de juros de longo prazo nos Estados Unidos, como tipicamente acontecia. Na verdade, entre setembro e novembro, a remuneração do título do Tesouro norteamericano reduziu-se de cerca de 2,5% para 2,2%, movimento que, normalmente, colaboraria para a valorização do real. É possível que este movimento esteve, em alguma medida, associado às incertezas geradas pelo processo eleitoral no país, que também trouxe grande volatilidade às bolsas de valores. Provavelmente, houve também influência gerada pela redução dos preços das *commodities* e pela valorização do dólar diante das demais moedas internacionais, em virtude do desempenho mais favorável da atividade econômica nos Estados Unidos, bem como pelo movimento generalizado de aumento da aversão ao risco associado a países emergentes nos meses de setembro e outubro de 2014.

Em 2015, as cotações do dólar aumentaram cerca de 40%, variação só vista em períodos marcados por crises cambiais. Embora o país não vivesse uma crise deste tipo, a moeda brasileira sofreu com a conjugação de incertezas no cenário econômico e político doméstico, com mudanças importantes na economia mundial, cuja representação prática foi o aumento do risco-país, a queda dos preços das *commodities* e a valorização do dólar ante as demais moedas internacionais.

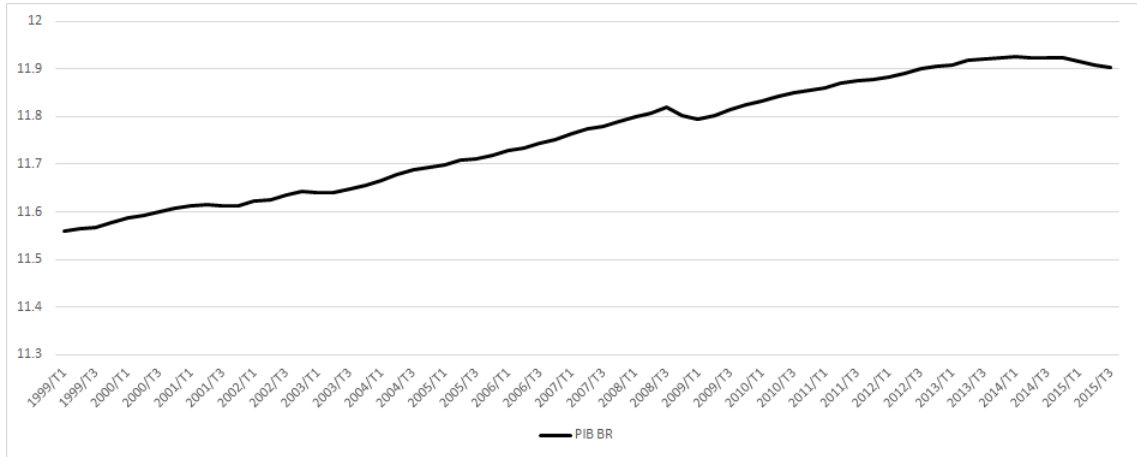
4.2 Produto Interno Bruto

4.2.1 PIB Brasil

O PIB é um indicador produzido pelo Banco Central para utilização no cálculo da relação entre agregados econômicos mensais (dívida pública saldo em transações correntes e saldo de crédito) e o PIB. A série foi obtida junto ao banco de dados da OCDE, o qual

é, também, a fonte de dados para o PIB dos EUA e por conseguinte possui tratamento metodológico semelhante para o ajustamento sazonal e preços correntes.

Figura 2 – Movimento do PIB Brasil (em log)



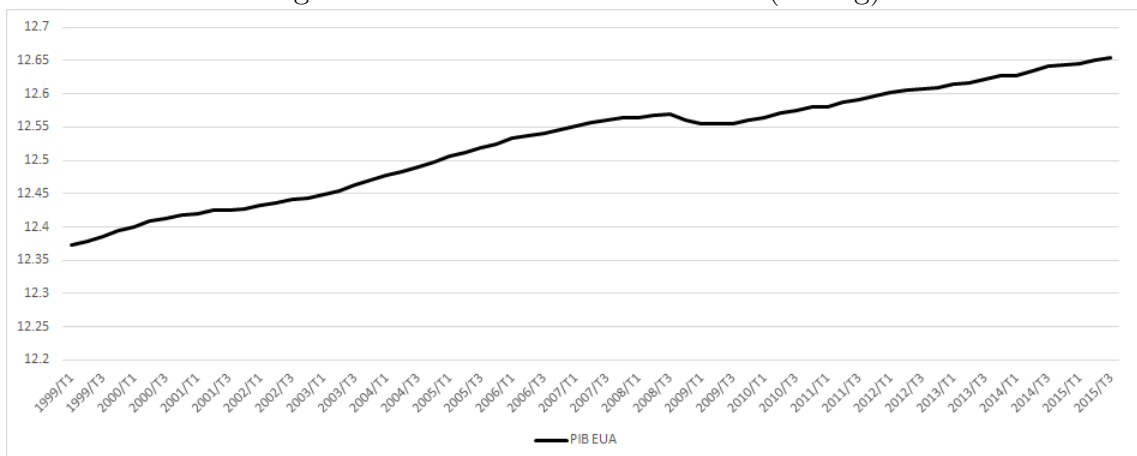
Fonte: Elaboração própria

Através da Figura 2, observa-se a movimentação do PIB do Brasil, no qual é importante ressaltar que nesta configuração, a preços correntes, a variável apresenta a característica de crescimento esperado ao longo do tempo. Em outras palavras, apresenta uma tendência de longo prazo que é afetada em dois momentos, em 2009 e no final da série em 2015, já refletindo a crise de 2015 e 2016.

4.2.2 PIB EUA

A série foi obtida junto ao banco de dados da OCDE, o qual é, também, a fonte de dados para o PIB do Brasil e por conseguinte possui tratamento metodológico semelhante para o ajustamento sazonal e preços correntes.

Figura 3 – Movimento do PIB EUA (em log)



Fonte: Elaboração própria

Através da Figura 3, observa-se a movimentação do PIB dos EUA, no qual é importante ressaltar que nesta configuração, como o caso do PIB Brasil, a variável

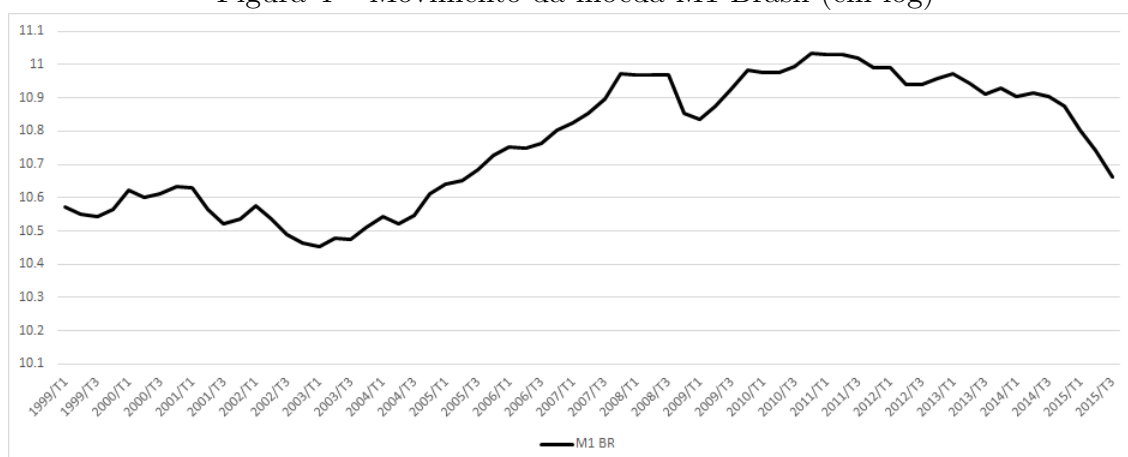
apresenta a característica de crescimento esperado ao longo do tempo. Em outras palavras, apresenta uma tendência de longo prazo que é afetada, agora, em um momento, entre 2008 e 2009, ocasionada pela crise *subprime*, com a série retornando à sua tendência após este período.

4.3 Moeda

4.3.1 Moeda Brasil

A moeda compreende os passivos de liquidez imediata, composta pelo papel-moeda em poder do público e pelos depósitos à vista (M1). Mensurada pelo Banco Central e disponível na base de dados do Sistema gerenciador de Séries Temporais do próprio Banco Central. A série original foi deflacionada por um índice de PPC corrente, utilizada nos dados referentes aos PIB's já mencionados.

Figura 4 – Movimento da moeda M1 Brasil (em log)



Fonte: Elaboração própria

O estoque de M1 parece ter relação, razoável, com o comportamento do PIB, pois espera-se que em períodos de crescimento da atividade econômica haja mais demanda por M1. O país experimenta um período de crescimento a partir do fim de 1999, com um momento de queda no ano de 2001, mas de acordo com o boletim do Banco Central, as metas para este ano foram estritamente cumpridas.

De acordo com o Banco Central, o comportamento dos agregados monetários em 2002 foi influenciado, basicamente, pelas trajetórias da taxa de câmbio e da taxa básica de juros, resultantes das incertezas nos cenários econômicos interno e externo, que induziram a moderado crescimento da atividade econômica e estabilidade do saldo das operações de crédito. A partir de junho, M1 começou a apresentar tendência de queda.

Em 2003, a evolução refletiu a reversão das incertezas registradas no segundo semestre de 2002, bem como a normalização do fluxo de recursos externos. Adicione-se, ainda, o início do processo de retomada da atividade econômica e das operações de crédito

resultante da flexibilização da política monetária, traduzida na trajetória de queda da taxa básica de juros, a partir de junho, e na estabilização da taxa de câmbio. A evolução perdurou por alguns anos e, no ano de 2007, os agregados monetários retrataram o mais acentuado dinamismo da atividade econômica em 2007, refletindo, particularmente, a expansão das operações de crédito e o ingresso de recursos externos.

Em 2009, a trajetória esteve condicionada, em parte, pelas medidas de política monetária expansionistas adotadas a partir de meados do segundo semestre de 2008, em resposta ao cenários de restrições severas nas linhas de crédito internas e externas que sucedeu o agravamento da crise mundial. Os agregados monetários começaram a apresentar uma tendência de evolução que em 2011, refletiu, em especial, o ambiente de moderação na atividade econômica, enquanto a trajetória dos indicadores mais amplos esteve associada, fundamentalmente, ao expressivo ingresso de recursos externos registrados no ano.

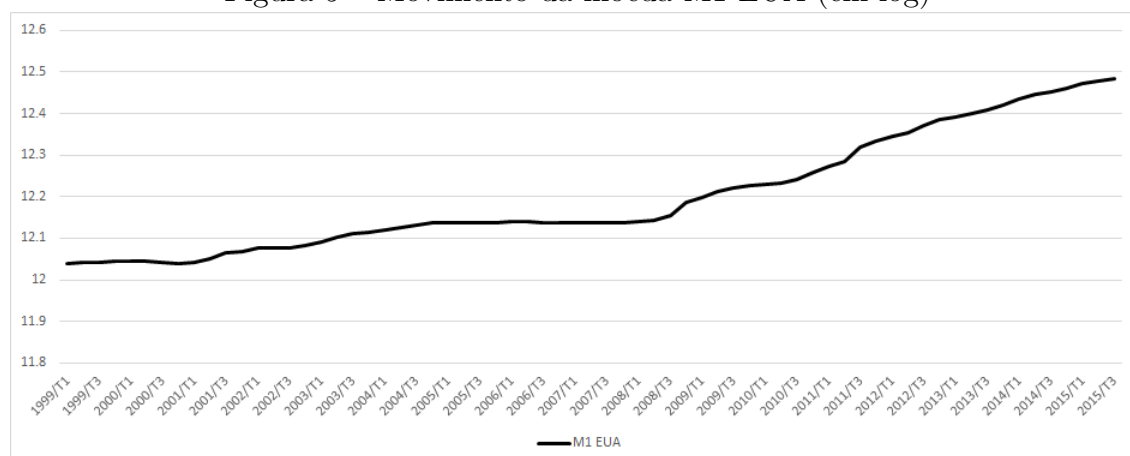
A partir daí, a trajetória começou a apresentar uma leve tendência de queda, até que em 2014, a evolução dos agregados monetários repercutiu a desaceleração da atividade econômica, o aumento das taxas de juros e o arrefecimento na expansão das operações de crédito. Nesse cenário, ocorreu redução na trajetória de crescimento dos meios de pagamentos mais restritos, em linha com o menor dinamismo do consumo das famílias, e expansão mais acentuada dos agregados mais amplos, reflexo, principalmente, da capitalização dos juros em seus componentes. O estoque de M1 iniciou um recuo que permaneceu até o fim da série analisada.

4.3.2 Moeda EUA

A moeda compreende os passivos de liquidez imediata, composta pelo papel-moeda em poder do público e pelos depósitos à vista (M1). Mensurada pelo *Central Bank of the United States* e disponível na base de dados da *Federal Reserve*. A série original não necessitou de ser deflacionada pois foi considerado para todos os períodos observados um índice de PPC corrente sendo igual a 1 (um).

A Figura 5 exibe a oferta de moeda Americana. Nota-se um crescimento contínuo e levemente acentuado positivamente até meados de 2008 onde, de acordo com o FED, houve uma desaceleração significativa no crescimento dos fundos mútuos do mercado monetário de varejo, a qual foi compensada por um rápido aumento nos pequenos depósitos a prazo, quando os bancos fizeram uma oferta agressiva para que esses depósitos reforçassem seus financiamentos. A moeda componente do estoque monetário também aumentou vigorosamente, uma indicação de uma sólida demanda por notas americanas de fontes estrangeiras e domésticas. Os fluxos em depósitos à ordem foram significativos após a introdução do Programa de Garantia Temporária de Liquidez, que aparentemente extraiu fundos de outros instrumentos do mercado monetário.

Figura 5 – Movimento da moeda M1 EUA (em log)



Fonte: Elaboração própria

A base monetária, essencialmente moeda em poder do público e reservas bancárias, aumentou rapidamente no fim do ano de 2008, principalmente devido ao uso intenso dos programas de liquidez do FED. O crédito concedido através destes programas fez com que o balanço do FED se expandisse consideravelmente ao longo de 2008, e este crescimento foi financiado em grande parte pela criação de saldos de reservas. O aumento dos saldos de reservas representou, quase que inteiramente, um aumento do excesso de reservas em vez de um aumento nas reservas obrigatórias.

4.4 Taxa de Juros

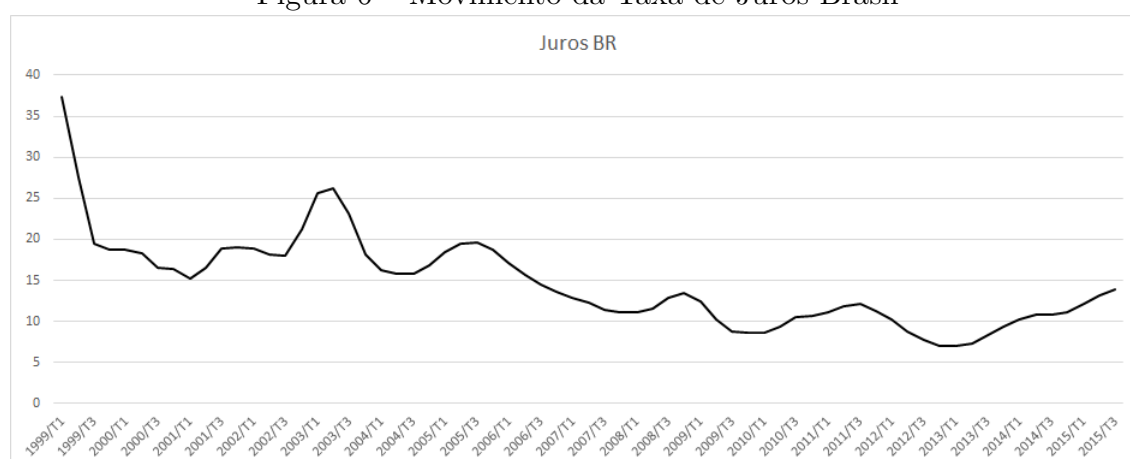
4.4.1 Juros Brasil

A taxa de juros é um indicador do mercado financeiro. Para o presente trabalho, os dados se referem a Taxa de Juros CDI, a qual considera as acumulações exponenciais da Taxa *overnight* divulgada pelo Banco Central. Disponível na base de dados do Sistema gerenciador de Séries Temporais do próprio Banco Central.

De acordo com Banco Central, no segundo trimestre de 1999, a meta para taxa de juros foi reduzida rapidamente. No segundo semestre, a autoridade monetária imprimiu ritmo de redução mais lento da meta para a taxa básica de juros. Essa postura, de natureza preventiva, procurou evitar que incertezas decorrentes de instabilidades conjunturais, advindas de pressões internas de oferta e de indefinições acerca do cenário internacional, pudessem vir a comprometer o cumprimento das metas para a inflação.

No ano de 2002, a taxa de juros sofreu um aumento, em resposta às pressões inflacionárias decorrentes da depreciação cambial, verificadas no último trimestre do ano, e no intuito de buscar a convergência da trajetória futura dos índices de preços às metas de inflação estabelecidas. De acordo com o Banco Central, ao longo de 2003, observou-se valorização expressiva dos títulos dos países emergentes, inclusive os do Brasil. Desta

Figura 6 – Movimento da Taxa de Juros Brasil



Fonte: Elaboração própria

forma, a partir de junho o Banco Central iniciou processo de flexibilização da política monetária, promovendo reduções na meta da taxa de juros.

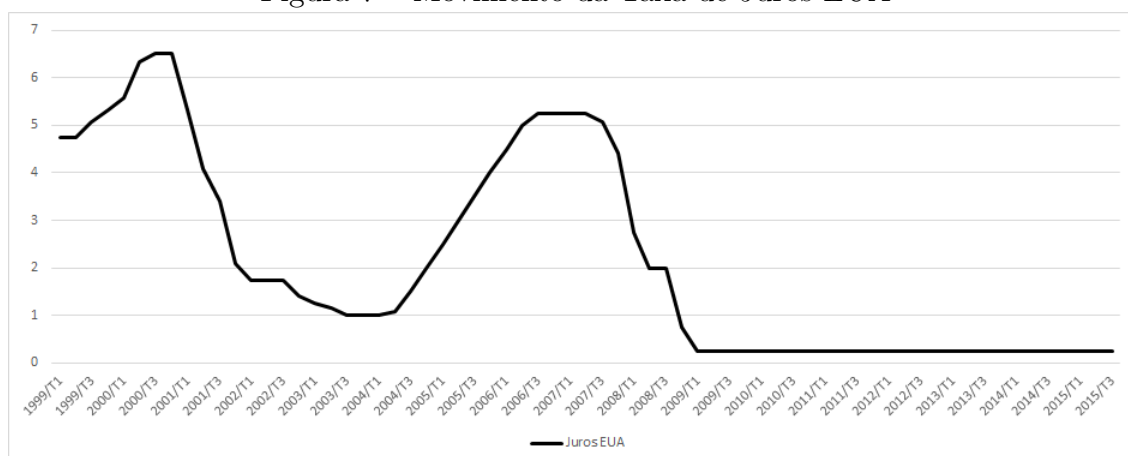
Em geral, a trajetória apresentou uma tendência de queda até que, em 2013, o nível elevado da inflação e a dispersão de aumentos de preços, entre outros fatores, contribuíam para que a inflação mostrasse resistência. O Copom ponderou, ainda, que incertezas internas e, principalmente, externas cercavam o cenário prospectivo para a inflação e recomendavam que a política monetária fosse administrada com cautela. Diante disso, a taxa de juros começou a sofrer um aumento. Em ambiente de piora na percepção dos agentes econômicos sobre a própria dinâmica da inflação, se fez necessário a intensificação do ritmo de ajuste das condições monetárias em curso. E a partir daí, a taxa de juros apresentou uma tendência de ascensão até o fim da série analisada.

4.4.2 Juros EUA

A taxa de juros americana, conhecida como Taxa de Juros *overnight* (*FED funds*) do mercado interbancário, é determinada pelo mercado e não, especificamente, determinada pelo FED. O órgão procura alinhar a *federal funds rate* efetiva com a taxa de juros desejada repondo ou retirando dinheiro ao volume disponível no mercado. Havendo alguma alteração da taxa de juros de base provocada pela política monetária do FED, ocorre efeitos sobre o valor das taxas de juros para diversos produtos como hipotecas, empréstimos e juros de poupança. A série está disponível na base de dados da *Federal Reserve*.

De acordo com os relatórios do FED, os sinais de uma desaceleração no crescimento da demanda agregada começaram a aparecer nos dados durante o ano de 2000. Em resposta, os participantes do mercado tornaram-se cada vez mais convencidos de que o *Federal Open Market Committee* (FOMC) não teria de apertar ainda mais a sua orientação política, o que se reflectiu num achatamento da estrutura a prazo das taxas sobre os fundos federais e futuros do eurodólar. As taxas de juros sobre a maioria dos títulos corporativos

Figura 7 – Movimento da Taxa de Juros EUA



Fonte: Elaboração própria

diminuíram gradualmente em relação às perspectivas cambiantes da economia.

A maioria das taxas de juros do mercado continuou a cair mais de acordo que o crescimento da economia parecia moderar ainda mais. Nos últimos dois meses de 2000 e no início de 2001, ficou aparente que o crescimento econômico estava diminuindo o ritmo de forma abrupta, os participantes do mercado rapidamente diminuíram suas expectativas para o curto prazo. O rendimento do Tesouro nos últimos dois anos caiu mais de um ponto percentual, situando-se abaixo do rendimento de trinta anos pela primeira vez desde o início de 2000. Os rendimentos dos títulos indexados à inflação também caíram consideravelmente, mas em menor proporção que os seus homólogos nominais, sugerindo que o enfraquecimento do crescimento econômico reduziu as expectativas tanto das taxas de juro reais como da inflação.

Após esta queda, a taxa permaneceu baixa até meio de 2004, onde sofreu uma elevação que durou por volta do fim de 2007, onde retomou à queda. De acordo com o FED, embora os rendimentos nominais do Tesouro tenham aumentado ligeiramente ao longo do primeiro semestre de 2007, as taxas subsequentemente caíram acentuadamente à medida que as perspectivas para a economia diminuíram e à medida que os participantes do mercado revisavam as suas expectativas em relação à política monetária. Os rendimentos dos títulos do Tesouro baixaram para níveis particularmente baixos, por vezes devido ao aumento da procura de ativos seguros. Esta queda perdurou até o início de 2009 e, a partir daí, permaneceu constante até o fim do período de observações.

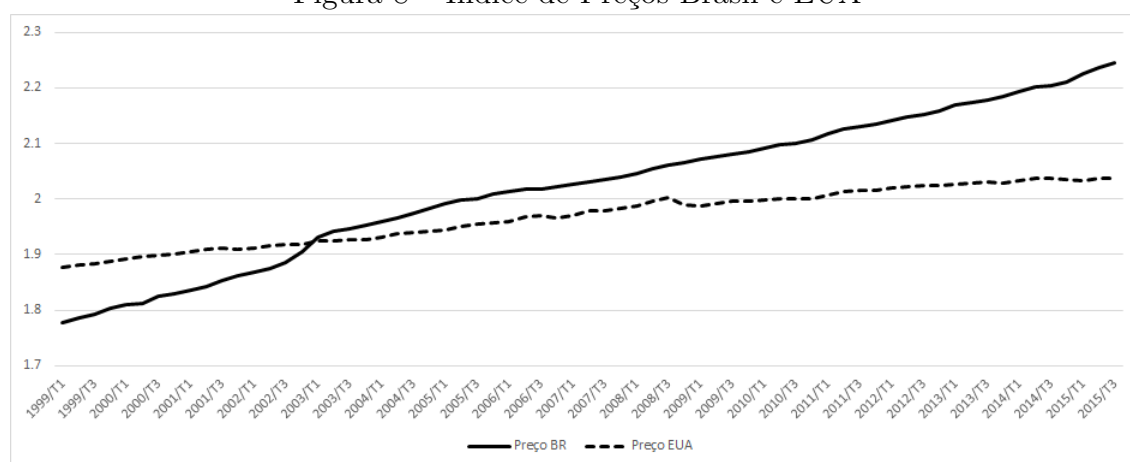
4.4.3 Índice de Preços

Os diversos índices de preços foram construídos ao longo do tempo, com diferentes finalidade. No presente trabalho, o índice utilizado é o Índice de Preço do Consumidor Amplo (IPCA), o qual corrige os balanços e demonstrações financeiras trimestrais e semestrais das companhias abertas. Tal índice é o escolhido pelo Conselho Monetário

Nacional como referência para o sistema de metas para a inflação implementado em junho de 1999. Além disso, as Notas do Tesouro Nacional, Série B, um dos títulos públicos mais negociados no mercado, oferece rentabilidade indexada ao IPCA. Mensurada pelo IBGE e disponível na base de dados do Sistema gerenciador de Séries Temporais do Banco Central.

A trajetória apresenta uma tendência de ascensão em toda a série, com destaque entre o ano 2002, no qual a série apresenta um aumento mais saliente. De acordo com o Banco Central, os índices que captam a variação de preços no mercado atacadista tendem a serem mais afetados pela depreciação cambial, comportamento que foi ratificado pelos índices de preços no ano de 2002, como observado na figura 8.

Figura 8 – Índice de Preços Brasil e EUA



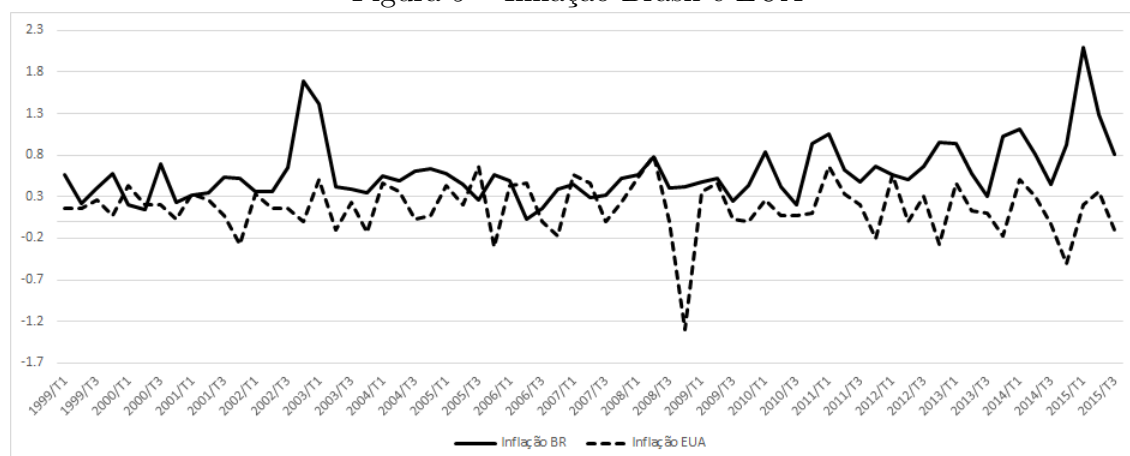
Fonte: Elaboração própria

O Índice de Preços ao Consumidor (IPC) é uma medida que examina a média ponderada dos preços de uma cesta de bens e serviços de consumo. O IPC é uma das estatísticas mais utilizadas para identificar períodos de inflação ou de deflação. Tal índice é utilizado pelo presidente, Congresso e *Federal Reserve Board* para formular políticas fiscais baseadas nas decisões mensais e através da apresentação de inflação ou deflação. Mensurada pelo FMI e disponível na base de dados do Sistema gerenciador de Séries Temporais do Banco Central.

4.4.4 Inflação

A partir dos dados referentes aos índices de preços e a metodologia utilizada neste trabalho, denota-se a inflação por $\pi_t = p_t - p_{t-1}$. De acordo com o Banco Central, no segundo semestre de 2002, as taxas de inflação foram afetadas, sobretudo, pelo comportamento do câmbio. Assinalem-se ainda os impactos sobre a inflação decorrentes da escassez de oferta de produtos agrícolas importantes para o abastecimento interno, determinando a adoção de estímulos à sua importação. E a partir do fim de 2014, a inflação tem outra elevação sofrendo uma queda durante 2015.

Figura 9 – Inflação Brasil e EUA



Fonte: Elaboração própria

Graficamente, nota-se um pico na trajetória da inflação americana entre os anos de 2008 e 2009. De acordo com o FED, a desaceleração das vendas e da produção, juntamente com fortes quedas nos preços da energia e outras *commodities* e um fortalecimento do valor de câmbio do dólar, contribuíram para uma diminuição substancial das pressões inflacionárias no fim de 2008. De fato, a inflação geral, medida pelo índice de preços das despesas de consumo pessoal, tornou-se negativa no quarto trimestre de 2008. A partir daí, houve uma desaceleração da taxa significativamente, entrando em 2009 a um ritmo moderado.

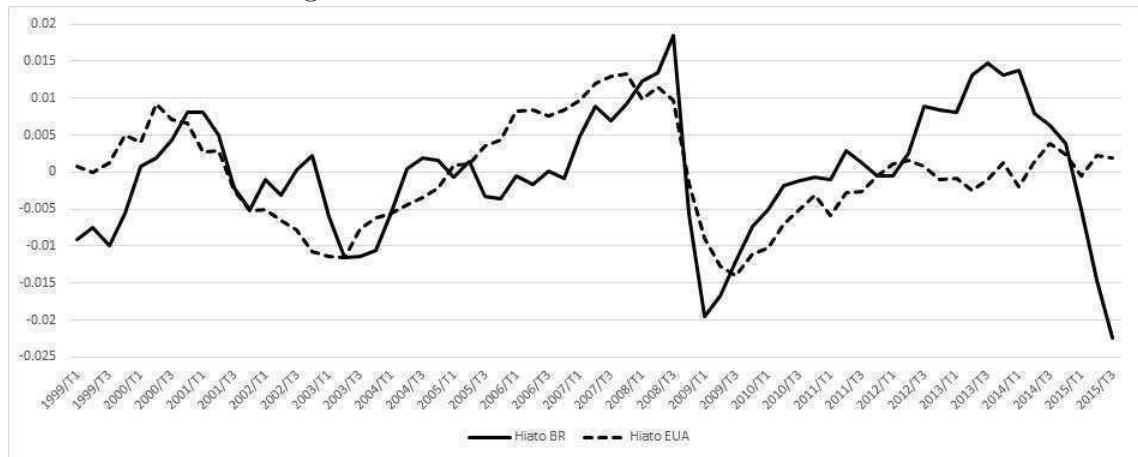
4.4.5 Hiato do Produto

O hiato do produto é definido como a diferença entre o PIB efetivo e o PIB potencial e mede a capacidade ociosa da economia, sendo fundamental para avaliar o impacto da política monetária sobre a inflação. Há uma variedade de técnicas para se calcular o produto potencial¹. No presente trabalho foi utilizado o filtro de Hodrick-Prescott (HP) o qual seleciona a sequência de PIB potencial que minimiza o quadrado do hiato do produto, com uma restrição adicional sobre a variação do crescimento do produto potencial ponderada por um fator λ . Não há um método estatístico capaz de especificar qual o melhor valor de λ e, na prática, costuma-se utilizar os valores $\lambda = 100, 1600$ e 14400 para

¹ Uma revisão da literatura sobre estimativas de produto potencial pode ser encontrada em: Giorno et al. (1995), Apel, Hansen e Lindberg (1996)

dados de frequência anual, trimestral e mensal, respectivamente. As séries originais para tal transformação foram as mesmas séries já descritas acima, referentes aos PIB's nacional e americano.

Figura 10 – Hiato do Produto Brasil e EUA



Fonte: Elaboração própria

5 RESULTADOS

Neste capítulo são exibidos os resultados da aplicação do método de Campbell e Shiller (1987) para os modelos teóricos apresentados no capítulo 3. Na seção 1 é apresentado o teste para o modelo Monetário junto de uma subseção que explora uma análise de sensibilidade do mesmo. Na seção seguinte é apresentado os resultados para o modelo da Regra de Taylor A, seguido de uma seção que explora o modelo da Regra de Taylor B. Por último, uma seção exhibe os resultados do teste econométrico de Phillips, Wu e Yu (2011).

5.1 Modelo Monetário

Como vimos na seção 2 do capítulo 3, a equação base do modelo Monetário é repetida aqui por conveniência:

$$s_t = m_t - m_t^* - \beta_0(y_t - y_t^*) + \beta_1 E_t(s_{t+1} - s_t)$$

A equação afirma que a moeda nacional desvaloriza-se quando a oferta de moeda nacional aumenta em relação à oferta de moeda estrangeira. Espera-se que a moeda nacional sofrerá uma valorização quando a renda nacional aumentar, daí β_0 ser negativo, bem como uma desvalorização quando a renda estrangeira sofre um aumento. Neste caso, este aumento causa um aumento na demanda por moeda estrangeira. Por fim a moeda nacional vai se desvalorizar toda vez que os investidores esperarem que ela se desvalorize, daí o valor positivo de β_1 . Utilizou-se uma defasagem de y_t no sentido de contornar o problema de temporalidade da informação disponível para as medidas de renda e de estoque de moeda.

Os valores dos parâmetros β_0 e β_1 foram analisados na literatura referente ao tema e optou-se pelos valores exibidos na tabela 1.

Tabela 1 – Valores dos Parâmetros - Modelo Monetário

Referências	β_0	β_1
Stock e Watson (1993)	(0,88 , 1,06)	(0,13 , 0,08)
Ball (2001)	0,5	0,05
Ireland (2008)	1,1030	0,0572
Cieplinski, Braga e Summa (2015)		2,94

Fonte Elaboração própria

Note que, os valores de β_0 entre 1,103 e 0,5 significam que há uma resposta considerável da diferença de produto entre os países. Já os valores de β_1 entre 0,13 e 0,05

significam uma baixa resposta das expectativas de desvalorização para a taxa de câmbio. É importante destacar o valor de β_1 igual a 2,94, no qual se distancia muito dos demais, significando que há uma alta resposta das expectativas de desvalorização para a taxa de câmbio. No trabalho referente de Cieplinski, Braga e Summa (2015), o objetivo foi avaliar a validade empírica do teorema da paridade descoberta de juros, o qual estabelece que a relação do diferencial de juros pago por ativos em dois países deve refletir a expectativa de valorização (ou desvalorização) entre a moeda dos dois países. Tudo isso com uma análise para os dados da economia brasileira no período de 2000 a 2014. Desta forma, o presente trabalho buscou utilizar este valor como uma análise de sensibilidade do modelo em questão.

Inicialmente, analisando o modelo base no qual β_0 , β_1 e θ assumem os valores 1,103, 0,0572 e 1,0572, respectivamente, utilizou-se testes de raiz unitária para analisar as séries que compõem o modelo. O resultado, praticamente generalizado, foi fortemente no sentido de não rejeitar a hipótese nula de raiz unitária para todas as séries em nível. Assim, a análise foi realizada nas séries em primeira diferença, o qual a hipótese nula de raiz unitária é rejeitada para todas as séries, como pode ser observado na tabela 3¹. Este resultado preliminar é de grande importância porque a abordagem utilizada é apropriada somente se q_t é I(1). As evidências dos testes aplicados mostram que as séries, de fato são I(1).

Tabela 2 – Teste DF-GLS

Amostra: 1999/Q1 - 2015/Q3		
Variáveis	Estatística t	Raiz Unitária
s_t	-1.709	Sim
m_t^{**}	-0.946	Sim
y_t^{**}	-1.176	Sim
q_t	-0.802	Sim
Δs_t	-4.788*	Não
Δm_t^{**}	-3.755*	Não
Δy_t^{**}	-2.916***	Não
Δq_t	-4.116*	Não

Fonte: Elaboração própria

Nota: *, ** e ***, denotam nível de significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Realizou-se teste de cointegração entre s_t e cada uma das variáveis fundamentais, m_t , y_t e q_t . As estatísticas de traço de Johansen (1991) foram analisadas. Os resultados encontrados levam a não rejeitar a hipótese nula de não cointegração, como pode ser visto na tabela 4. Em outras palavras, as evidências apontam para a não cointegração das séries.

¹ Utilizou-se os testes de raiz unitária Elliott, Rothenberg e Stock (1996) (DF-GLS), *Augmented Dickey-Fuller* (ADF), Phillips (1987) (Phillips Perron) e Lee e Strazicich (2003). Os resultados dos testes corroboram os resultados encontrados pelo teste DF-GLS, como pode ser visto no Anexo A.

Tabela 3 – Cointegração entre s_t e m_t , y_t e q_t
 Amostra: 1999Q3-2015Q2

Variável	Autovalor	Estatística Traço	Valor Crítico	Cointegração
m_t	0.145531	10.70282	15.49471	Não
y_t	0.123108	9.402727	15.49471	Não
q_t	0.099852	7.797332	15.49471	Não

Fonte: Elaboração própria

Diante deste resultado, pode-se considerar a ausência de cointegração como uma evidência de que as variáveis não observáveis, como choques reais de demanda ou até desvios na paridade de juros, possuem um componente permanente. Alternativamente, os dados podem possuir alguns erros com componentes permanentes, por exemplo, pode ser que a medida apropriada da oferta de moeda tenha se alterado por causa de numerosas inovações financeiras em relação à amostra.

Após gerar o *spread* da forma $X_t = s_t - \theta q_t$, utilizou-se a variável e Δq_t , conjuntamente, para estimar o modelo VAR.

Para a estimação do Modelo VAR, realizou-se a escolha da ordem (p) por meio da análise do erro de previsão final (FPE), critério de informação de Akaike (AIC), critério de informação de Schwarz bayesiano (SBIC) e o critério de informação de Hannan e Quinn (HQIC), que são apresentados na tabela 5. O modelo identificado para a amostra corresponde a um VAR (3).

Tabela 4 – Critérios de seleção do modelo VAR

Amostra: 1999Q3-2015Q3				
	FPE	AIC	HQIC	SBIC
Lag	3	3	3	3

Fonte: elaboração própria

Após a utilização dos critérios de seleção, estimou-se o modelo VAR(3). Verificou-se a estabilidade² dos modelos, os quais todos validaram esta condição.

Ao estimar o modelo VAR(3), obteve-se a matriz *companion*³ A e, conseqüentemente, o *spread* teórico, como na equação $X_t' = E(X_t^* | H_t) = \theta h' \alpha A (I - \alpha A)^{-1} z_t$. O resumo das estatísticas do teste VAR da teoria de expectativas é exibido na tabela 6.

As variáveis defasadas (Δq_t possuem um grau razoável de poder explicativo para a mudança nos fundamentos, o R^2 é 0.1947. Além disso, há fortes evidências de que o *spread* não causa no sentido de Granger mudanças nos fundamentos, ou seja, os valores passados do *spread* não ajudam a prever o valor presente das mudanças nos fundamentos.

² Para tal condição ser satisfeita, os autovalores do modelo VAR devem pertencer ao interior do círculo unitário, ou seja, seus valores absolutos devem estar entre zero e um.

³ A matriz é composta por coeficientes do modelo VAR e é exibida no Anexo A

Tabela 5 – Estatísticas do Modelo Monetário
Amostra: 1999/Q3 - 2015/Q3

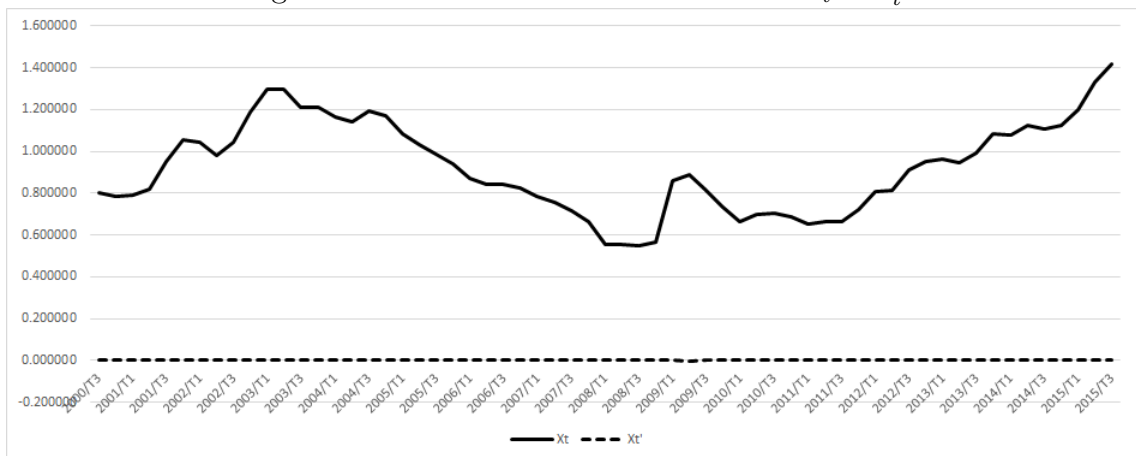
R^2 Equação Δq_t	0.1947
R^2 Equação X_t	0.9226
Δq_t Causa-Granger X_t (p-valor)	0.910
X_t Causa-Granger Δq_t (p-valor)	0.719
$E(\Delta q_t)$	-0.0059602
$E(X_t)$	0.9290945
$E(X'_t)$	0.0011758
$\sigma(\Delta q_t)$	0.0046141
$\sigma(X_t)$	0.0280117
$\sigma(X'_t)$	0.000122
corr(X_t, X'_t)	-0.1823
var(X_t)/var(X'_t)	8,632

Fonte: Elaboração própria

Economicamente, a diferença entre o câmbio e seus fundamentos não auxilia na previsão das variações dos fundamentos.

Prosseguindo da análise da tabela 6, as estatísticas sugerem que o *spread* parece mover-se muito distante do *spread* teórico, a previsão irrestrita do valor presente das variações dos fundamentos futuros. A variância dos *spreads* são significamente diferentes e há uma correlação extremamente baixa e negativa. A figura 11 ilustra o movimento de X_t e X'_t .

Figura 11 – Movimentos simultâneos de X_t e X'_t

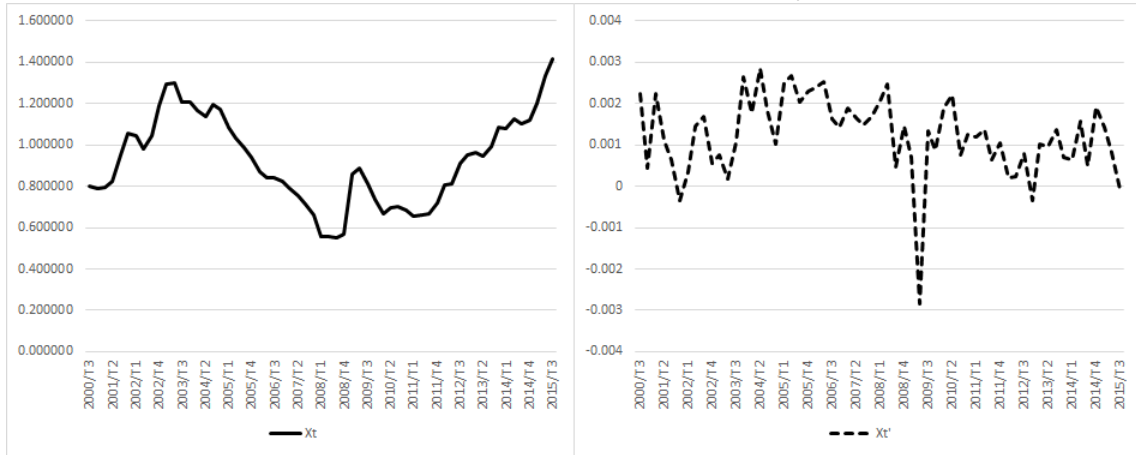


Fonte: Elaboração própria

Considerando a diferença de escala presente na figura 11, optou-se pelo desmembramento das séries para uma melhor visualização apresentada na figura 12. Pode-se concluir que os *spreads* possuem movimentos muito diferentes e isto é explicado através do teste de volatilidade. O fato da razão $var(X_t)/var(X'_t)$ ser muito maior que um, indica que o *spread* é muito volátil em relação ao conjunto de informação, ou seja, as informações que são extraídas dos fundamentos não auxiliam muito na construção do *spread* fazendo com

que o modelo monetário não seja satisfatório ao modelar a taxa de câmbio. O que suporta a inferência de ajustamento fraco aos dados.

Figura 12 – Movimentos desmembrados de X_t e X'_t , respectivamente



Fonte: Elaboração própria

Diante destes resultados, notou-se que o modelo monetário não capta a evolução do *spread* da taxa de câmbio à vista para os fundamentos correntes, o que indica que há um distanciamento não explicado pelos fundamentos teóricos do modelo como expresso pela equação (3.13).

Uma vez que há uma distância entre o *spread* teórico consistente com o modelo e o observado durante a totalidade do período amostral, a análise da presença de uma bolha, definida enquanto distanciamento da taxa para os seus fundamentos econômicos durante períodos bem definidos e curtos, perde o sentido.

5.1.1 Variações do Modelo Monetário

Como dito na subseção anterior, realizou-se alterações nos valores dos parâmetros para o Modelo Monetário a fim de analisar se, de fato ao realizar mudanças nos parâmetros, pode-se encontrar calibrações melhores do modelo ou não. Em um primeiro momento, elevou-se a resposta das expectativas de desvalorização para a taxa de câmbio, ou seja, o valor de β_1 aumentou. No modelo 3, esta resposta teve seu valor elevado de 0,08 para 2,94, com o objetivo de analisar qual a consequência no modelo monetário quando a resposta é significativamente alta. No modelo 4, 5 e 6, manteve-se as mesmas mudanças nos valores de β_1 , porém houve uma redução na resposta da diferença de produto entre os países, ou seja, o valor de β_0 foi reduzido. As variações dos modelos podem ser observadas na tabela 6. Desta forma, direcionou-se os resultados nas mesmas etapas apresentadas anteriormente.

Em primeiro lugar, analisou-se as séries dos fundamentos q_t através de testes de raiz unitária e as evidências foram generalizadas no sentido de não rejeitar a hipótese nula, resultado similar ao do primeiro modelo. Nas séries em primeira diferença Δq_t as

Tabela 6 – Tabela das variações do Modelo Monetário

Parâmetros	Modelos				
	2	3	4	5	6
β_0	1,103	1,103	0,8	0,8	0,8
β_1	0,08	2,94	0,0572	0,08	2,94
θ	1,08	3,94	1,0572	1,08	3,94

Fonte: Elaboração própria

evidências rejeitam a hipótese nula, o que satisfaz as expectativas dos resultados. As estatísticas dos outros testes de raiz unitária são apresentadas no Anexo B e corroboram com o resultado encontrado no teste DF-GLS.

Tabela 7 – Teste DF-GLS - Variações do Modelo Monetário

Amostra: 1999/Q3 - 2015/Q2

Variáveis	Modelo									
	2		3		4		5		6	
	q_t	Δq_t	q_t	Δq_t	q_t	Δq_t	q_t	Δq_t	q_t	Δq_t
Estatística t	-0,633	-4,116*	-0,633	-4,166*	-0,624	4,014*	-0,619	-3,948*	-0,624	-4,014*
Raiz Unitária	Sim	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim	Não

Fonte: Elaboração própria

Nota: *, ** e ***, denotam nível de significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Em segundo lugar, após gerar os respectivos *spreads*, realizou-se as escolhas das ordens (p) para cada modelo VAR através dos critérios de seleção. Conjuntamente, todos os critérios direcionaram para a escolha de um modelo VAR(4), independente dos valores dos parâmetros, como é apresentado na tabela 8.

Tabela 8 – Critérios de Seleção para Modelos VAR

Amostra: 1999/Q3 - 2015/Q2

Modelo	Lag			
	FPE	AIC	HQIC	SBIC
2	4	4	4	3
3	4	4	4	3
4	4	4	4	3
5	4	4	4	3
6	4	4	4	3

Fonte: Elaboração própria

Como havia ocorrido no primeiro modelo, a condição de estabilidade foi satisfeita em todos os modelos.

Por fim, as estatísticas do teste VAR da teoria de expectativas foram resumidas em tabelas que são exibidas a seguir. Através da tabela 9, nota-se que em todos os modelos as variáveis defasadas possuem um grau razoável de poder explicativo para a mudança nos fundamentos. O modelo (2) possui o menor R^2 que assume valor igual a 0.1947, mas um fato relevante é observado nos modelos (4), (5) e (6), os quais possuem o mesmo valor para R^2 e, coincidentemente, os maiores, 0.2620. Vale ressaltar que tais modelos possuem

o mesmo valor de β_0 e as alterações ocorrem entre os valores de β_1 , ou seja, mudanças no β_1 não alteram o valor de R^2 .

Tabela 9 – Estatísticas R^2 e Causalidade de Granger - Modelo Monetário

Amostra: 1999/Q3 - 2015/Q2			
Modelo	R^2		
	Equação Δq_t		Equação X_t
2	0.1947		0.9226
3	0.2399		0.9249
4	0.2620		0.9267
5	0.2620		0.9267
6	0.2620		0.9267
	p-valor		
	Δq_t Causa-Granger	X_t Causa-Granger	Δq_t
2	0.719		0.910
3	0.771		0.489
4	0.714		0.407
5	0.714		0.407
6	0.714		0.407

Fonte: Elaboração própria

A causalidade de Granger, indiferente em relação ao seu sentido, possui fortes evidências para não rejeitar a hipótese nula para todos os modelos.

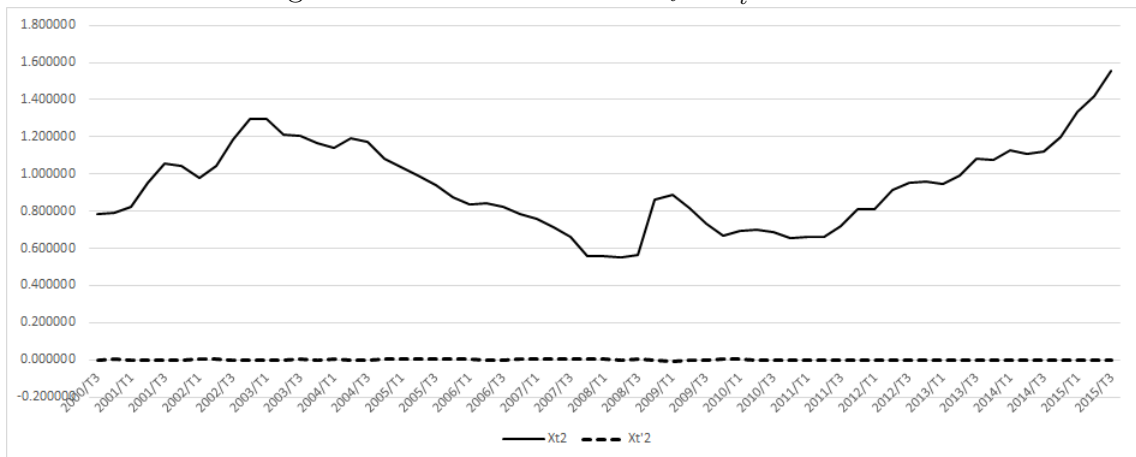
Tabela 10 – Estatísticas para as Variações do Modelo Monetário
Amostra: 1999/Q3 - 2015/Q2

Estatísticas	Modelo				
	2	3	4	5	6
$E(\Delta q_t)$	-0.0058344	-0.0015993	-0.0056487	-0.0055295	-0.0015157
$E(X_t)$	0.9290945	0.9290945	1.162032	1.162032	1.162032
$E(X'_t)$	0.0006042	0.0079717	0.0006084	0.0008357	0.0114575
$\sigma(\Delta q_t)$	0.0364149	0.0099817	0.0372307	0.0364447	0.0099899
$\sigma(X_t)$	0.2258373	0.2258373	0.2267163	0.2267163	0.2267163
$\sigma(X'_t)$	0.0014929	0.020649	0.0011392	0.0015639	0.0220679
$\text{corr}(X_t, X'_t)$	-0.1744	0.3349	-0.1775	-0.1782	-0.2414
$\text{var}(X_t)/\text{var}(X'_t)$	9,22685	119,6118	15,95104	8,463820	105,54476

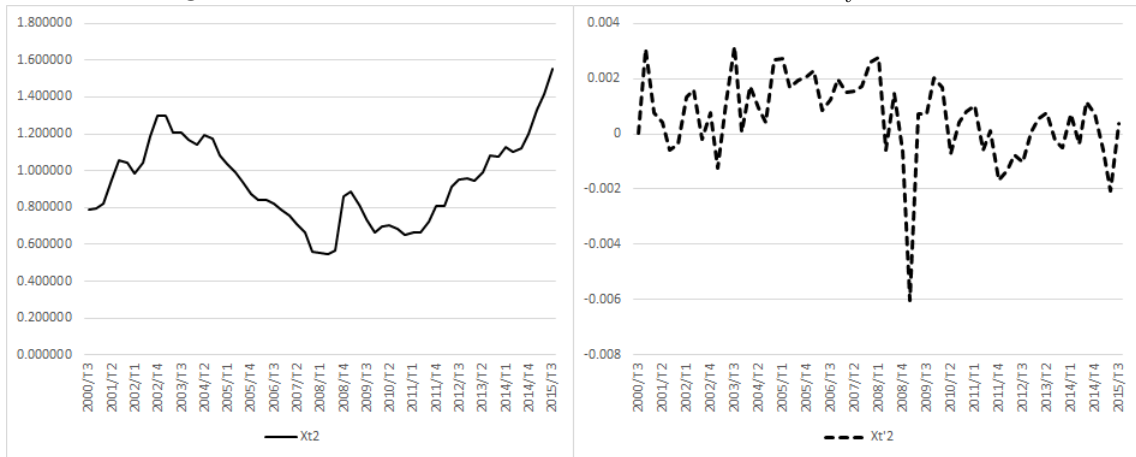
Fonte: Elaboração própria

Na tabela 10 são apresentadas as estatísticas restantes. Na análise dos *spreads* se observa resultados muito próximos do primeiro modelo. O *spread* parece mover-se muito distante do teórico, a variância permanecem significamente diferentes e as correlações baixas e negativas, exceto no modelo (3), o qual os *spreads* possuem correlação positiva.

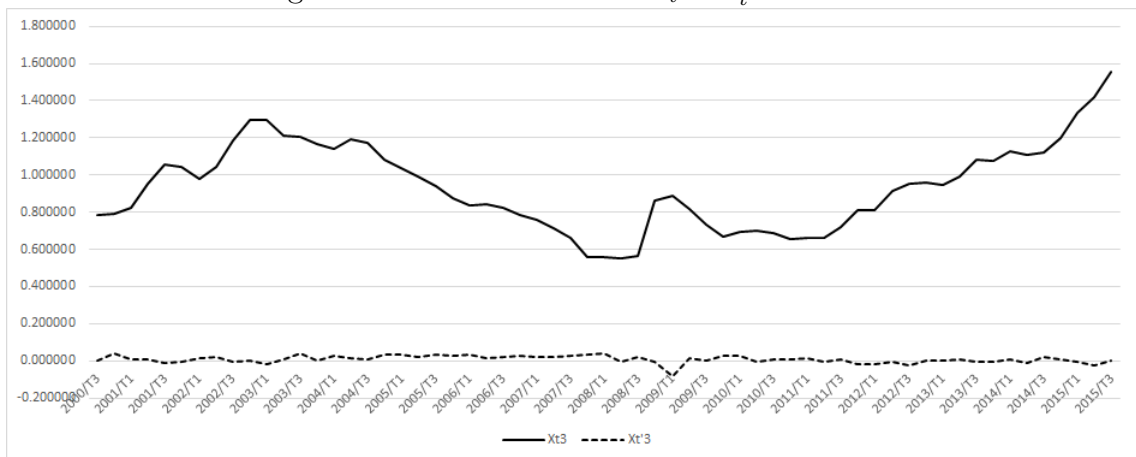
Mesmo com alterações nos parâmetros, os *spreads* possuem movimentos muito diferentes e a explicação se passa pelo mesmo teste de volatilidade do primeiro modelo. Nota-se que entre estes modelos, o (3) e o (5) são os mais voláteis, chegando a obterem uma razão das variâncias muito alta, 119,6118 e 105,5447, respectivamente. As outras razões também indicam um alto grau de volatilidade, suportando a inferência de ajustamento fraco dos dados.

Figura 13 – Movimentos de X_t e X'_t Modelo 2

Fonte: Elaboração própria

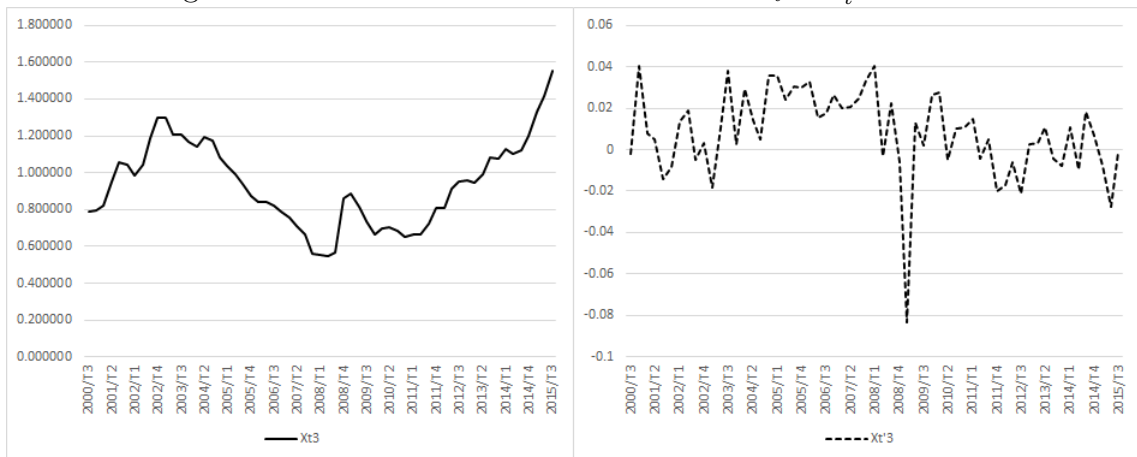
Figura 14 – Movimentos desmembrados de X_t e X'_t Modelo 2

Fonte: Elaboração própria

Figura 15 – Movimentos de X_t e X'_t Modelo 3

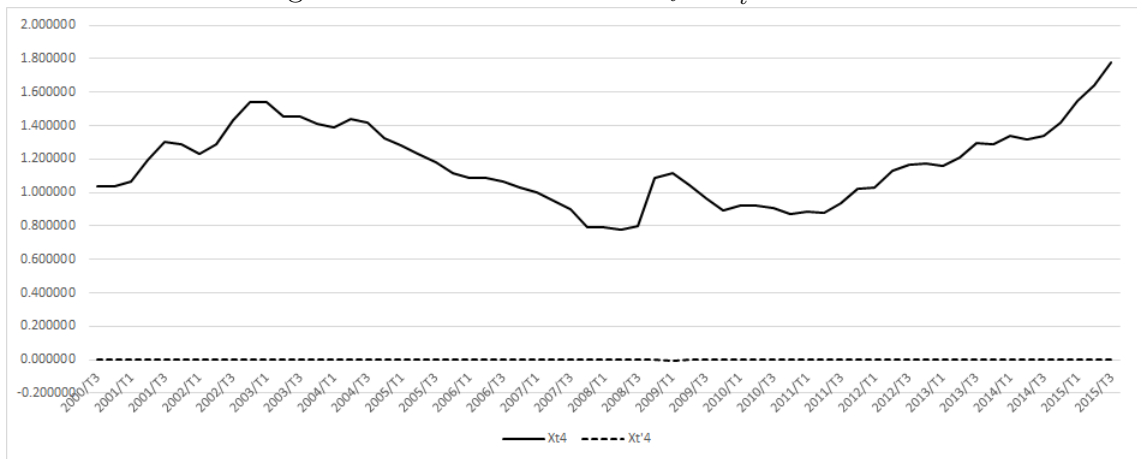
Fonte: Elaboração própria

Figura 16 – Movimentos desmembrados de X_t e X'_t Modelo 3



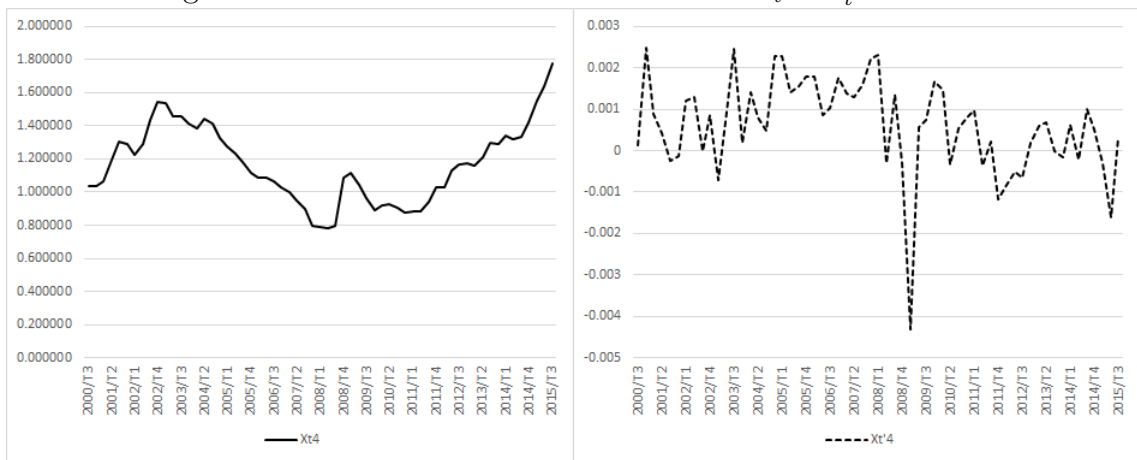
Fonte: Elaboração própria

Figura 17 – Movimentos de X_t e X'_t Modelo 4



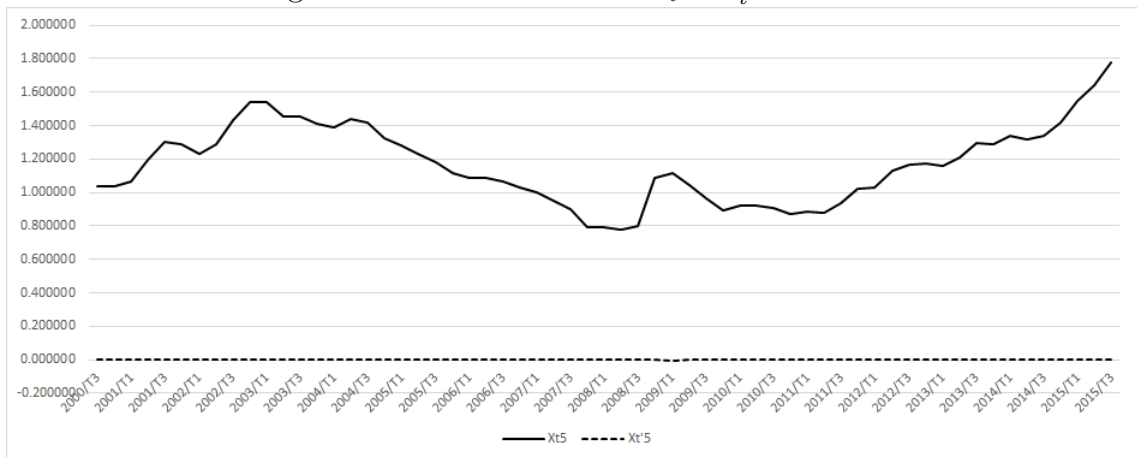
Fonte: Elaboração própria

Figura 18 – Movimentos desmembrados de X_t e X'_t Modelo 4



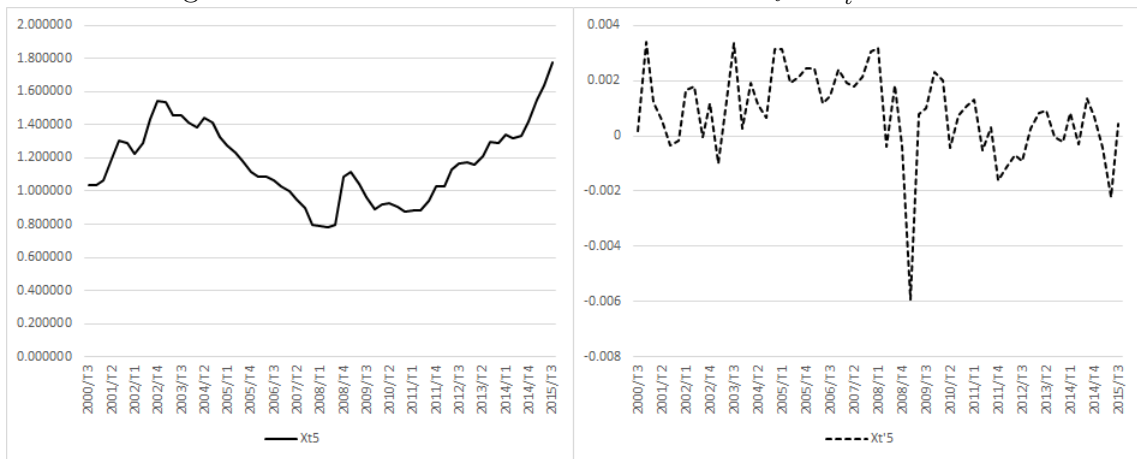
Fonte: Elaboração própria

Figura 19 – Movimentos de X_t e X'_t Modelo 5



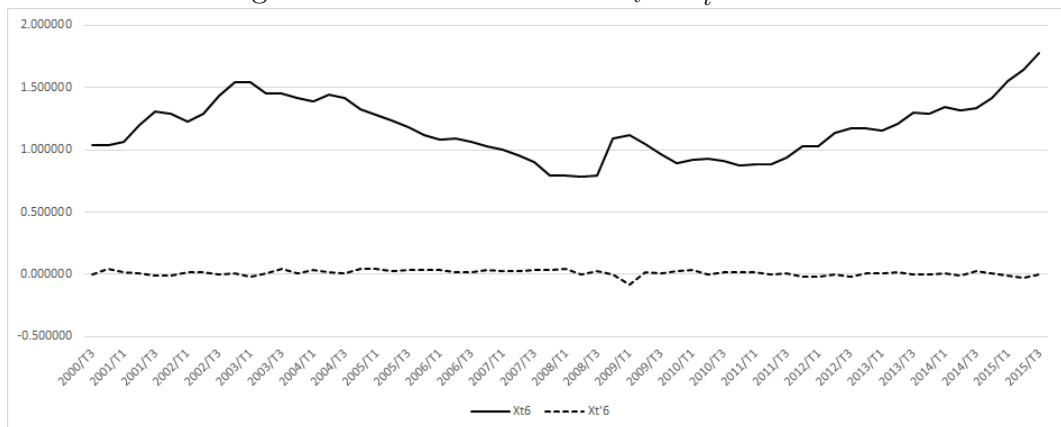
Fonte: Elaboração própria

Figura 20 – Movimentos desmembrados de X_t e X'_t Modelo 5

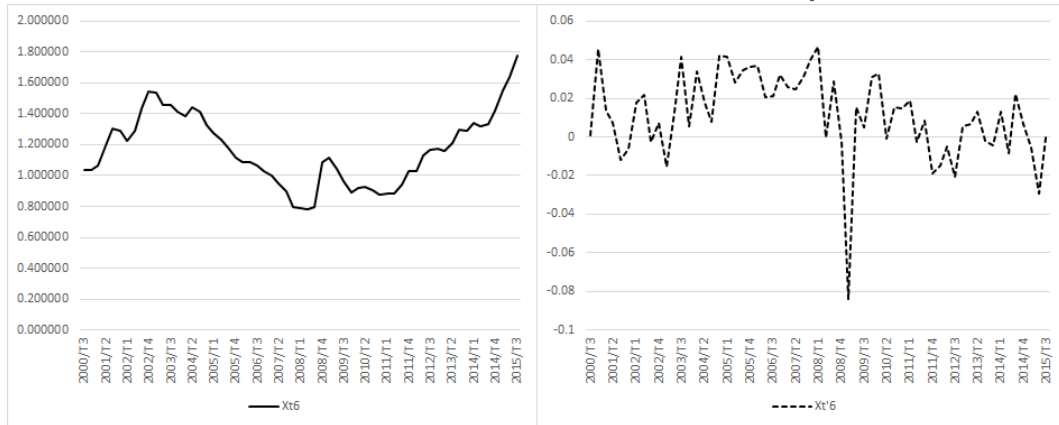


Fonte: Elaboração própria

Figura 21 – Movimentos de X_t e X'_t Modelo 6

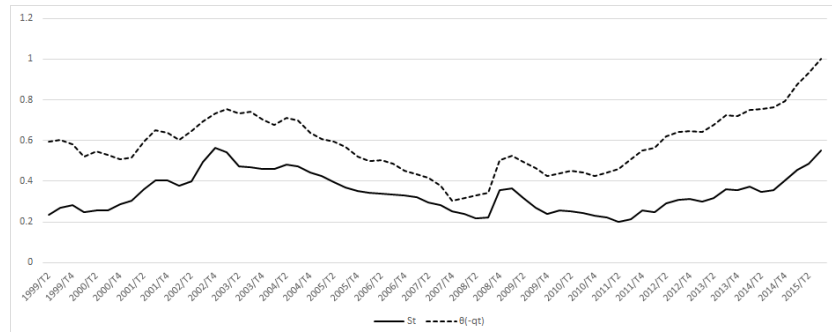


Fonte: Elaboração própria

Figura 22 – Movimentos desmembrados de X_t e X'_t Modelo 6

Fonte: Elaboração própria

Finaliza-se este primeiro momento de resultados com uma ressalva sobre o resumo das estatísticas geradas pelo sistema VAR. De acordo com Campbell e Shiller (1987), O método de simulação VAR pode ser enganoso se o valor errado de θ é selecionado de modo que a variável *spread* seja não estacionária. Caso o valor de θ seja grande, os movimentos de X_t são dominados pelos movimentos de $-\theta q_t$. Para uma melhor compreensão, exibe-se a figura 23:

Figura 23 – Movimentos de s_t e $-\theta q_t$ - Modelo Monetário Base

Fonte: Elaboração própria

Nota-se que a magnitude de $-\theta q_t$ é superior. Quando o *spread* é gerado, ele é dominado pelo movimento de $-\theta q_t$. É de conhecimento que, em amostra finitas, as estimativas de parâmetros autorregressivos para variáveis não estacionárias são tendenciosas e afligem o VAR.

Diante disto, verificou-se a estacionariedade das séries X'_t 's. As estatísticas possuem fortes evidências para não rejeitar a hipótese nula, ou seja, seguem na direção da não estacionariedade dos *spreads*. As estatísticas do teste DF-GLS é apresentado na tabela 11. Outros testes são apresentados no Anexo B e corroboram o resultado encontrado neste.

Como no primeiro resultado exibido do modelo Monetário, as estatísticas seguem uma mesma direção. Os resultados indicam que à despeito das variações impostas nos parâmetros teóricos, o modelo não parece representar adequadamente um fundamento

Tabela 11 – Teste DF-GLS - $X'_t s$
 Amostra: 1999/Q3 - 2015/Q2

Variáveis	Estatística t	Raiz Unitária
$X'_t(1)$	-1.227	Não
$X'_t(2)$	-1.227	Não
$X'_t(3)$	-1.227	Não
$X'_t(4)$	-1.195	Não
$X'_t(5)$	-1.195	Não
$X'_t(6)$	-1.195	Não

Fonte: Elaboração própria

Nota: *, ** e ***, denotam nível de significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

para o *spread* da taxa de câmbio e, conseqüentemente, para o comportamento do câmbio de tal maneira que a investigação sobre a presença de uma bolha fica inviabilizada.

5.2 Modelo (A) - Regra de Taylor

Como vimos na seção 3 do capítulo 3, a equação que define o modelo da Regra de Taylor A é dada pela equação 3.23 repetida aqui por conveniência:

$$s_t = \frac{\beta_2}{1 + \beta_2}(p_t - p_t^*) - \frac{1}{1 + \beta_2}[\beta_3(y_t^g - y_t^{*g}) + \beta_4(\pi_t - \pi_t^*)] + \frac{1}{1 + \beta_2}E_t s_{t+1}$$

Na equação acima, β_2 indica que o país estrangeiro aumenta a sua taxa de juros quando a sua moeda se deprecia em relação à meta que mantém a paridade do poder de compra. O parâmetro β_3 é a resposta dos juros à medida de pressão de demanda representada pelo *gap* do produto, assim quando o produto está acima do potencial da economia, ou um *gap* do produto positivo, o que observa-se é uma pressão de demanda que deve ser contida via aumento da taxa de juros nominal. Por fim, β_4 é a resposta dos juros à inflação que deve ser positiva, pois em caso de aceleração da inflação o Banco Central sobe os juros de tal modo que a taxa real de juros é modificada e assume valores positivos, diminuindo a pressão nas taxas de inflação pelo lado da demanda. Os parâmetros utilizados neste modelo seguem os valores revisados na literatura referente a modelos da Regra de Taylor, onde são apresentados na tabela 12.

É de conhecimento que há diferença teórica existente entre o conjunto de variáveis observáveis e a especificação utilizada no trabalho de Barbosa, Camêlo e João (2016). Como exemplo, para o hiato os autores utilizam medida específica para a economia brasileira, enquanto no presente trabalho é considerado a diferença para o hiato da economia americana. Já a surpresa inflacionária é considerada relativa às expectativas de mercado

Tabela 12 – Valores dos Parâmetros - Regra de Taylor

Referência	β_2	β_3	β_4
	0.066	0.097	0.363
Barbosa, Camêlo e João (2016)	0.079	0.119	0.17

Fonte: Elaboração própria

tomando como base a meta de inflação suavizada, enquanto no presente trabalho a abordagem tem como base a PPC. Mesmo diante destas diferenças, assume-se explicitamente considerar como aproximações razoáveis os parâmetros estimados pelos autores para o caso brasileiro, mas é reconhecido que se trata de uma diferença irreconciliável em termos teóricos.

Neste modelo foi realizado um exercício para testar a sensibilidade dos resultados tendo em vista a diferença teórica citada acima, onde a diferença de modelos é apresentada na tabela 13. O valor de θ agora respeita a igualdade $\theta = \frac{1}{\beta_2}$.

Tabela 13 – Tabela das variações do Modelo

Parâmetro	Modelo			
	1	2	3	4
β_2	0,066	0,066	0,066	0,079
β_3	0,097	0,097	0,119	0,097
β_4	0,17	0,363	0,17	0,17
θ	15,15152	15,15152	15,15152	12,65823

Fonte: Elaboração própria

Para uma análise dos fundamentos f_t , testes de raiz unitária foram aplicados nas séries em primeira diferença, ou seja, analisou-se as séries Δf_t . As estatísticas dos testes apresentados na tabela 14, sugerem que as séries são estacionárias em primeira diferença.

Tabela 14 – Testes de Raiz Unitária dos fundamentos em diferença do Modelo A

Amostra: 1999/Q3 - 2015/Q2

Estatística t	Δf_t			
	1	2	3	4
DF-GLS	-7.484*	-7.441*	-7.482*	-7.484*
ADF	-11.084*	-11.052*	-11.082*	-11.085*
Phillips-Perron	-16.255*	-16.132*	-16.245*	-16.259*
Lee-Strazicich (1 Quebra)	-10.6626*	-10.5876*	-10.6543*	-10.6620*
Lee-Strazicich (2 Quebras)	-11.3334*	-11.1978*	-11.3274*	-11.3321*
Zivot-Andrews	-6.0211*	-5.9741*	-6.0235*	-6.0172*

Fonte: Elaboração própria

Nota: *, ** e ***, denotam nível de significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Diante da análise realizada para os *spreads*, as estatísticas sugerem que as séries são estacionárias, mas, especificamente em um teste, as séries tiveram evidências de raiz unitária, como apresentado na tabela 15.

Tabela 15 – Testes de Raiz Unitária para os *spreads* do Modelo A
Amostra: 1999/Q3 - 2015/Q2

Estatística t	X_t			
	1	2	3	4
DF-GLS	-4.730*	-3.814*	-4.729*	-4.673*
ADF	-5.938*	-5.245*	-5.934*	-5.924*
Phillips-Perron	-5.871*	-5.172*	-5.867*	-5.856*
Lee-Strazicich (1 Quebra)	-3.3338	-3.0837	-3.3345	-3.3187
Lee-Strazicich (2 Quebras)	-7.0099*	-6.7428*	-7.0140*	-6.9812*
Zivot-Andrews	-5.4573**	-4.5226	-5.461**	-5.3953**

Fonte: elaboração própria

Nota: *, ** e *** denotam nível de significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

A partir daí, aplicou-se o método proposto neste trabalho. Através dos critérios de seleção do Modelo VAR apresentados na tabela 16, selecionou-se ordem igual a 3 para todos os modelos. Satisfeita a condição de estabilidade dos modelos VAR, prosseguiu-se com os resultados.

Tabela 16 – Critérios de seleção dos modelos VAR
Amostra: 1999/Q3 - 2015/Q2

Modelo	Lag			
	FPE	AIC	HQIC	SBIC
1	3	3	3	3
2	3	3	3	3
3	3	3	3	3
4	3	3	3	3

Fonte: Elaboração própria

Na tabela 17 são apresentados as estatísticas de poder explicativo dos modelos e causalidades. Os resultados mostram que as variáveis defasadas possuem um grau mais razoável de poder explicativo para a mudança nos fundamentos no modelo da Regra de Taylor do que as variações do Modelo Monetário. Nota-se como exemplo, o menor valor de R^2 é 0.5377 referente ao modelo 3, o mesmo que sofre uma mudança na elasticidade do hiato do produto.

Além disso, há fortes evidências que os *spreads* causam no sentido de Granger nas mudanças dos fundamentos, como se espera caso a teoria das expectativas seja verdadeira. A hipótese nula de causalidade de Granger pode ser rejeitada no nível de 1% para todos os modelos.

Tabela 17 – Estatísticas R^2 e Causalidade de Granger
Amostra: 1999/Q3 - 2015/Q2

Modelo	R^2	
	Equação Δf_t	Equação X_t
1	0.5685	0.3670
2	0.5734	0.4503
3	0.5377	0.3022
4	0.5697	0.3695

Modelo	p-valor	
	Δf_t Causa-Granger	X_t Causa-Granger
1	0.000	0.005
2	0.000	0.003
3	0.000	0.000
4	0.000	0.004

Fonte: Elaboração própria

As estatísticas da tabela 18 sugerem um calibramento considerável na teoria de expectativas para estrutura da Regra de Taylor. Entende-se por proximidade dos *spreads* o fato da razão $var(X_t)/var(X'_t)$ ser próxima de um. Desta forma, todos os *spreads* parecem estar muito próximos dos respectivos *spreads* teóricos, a previsão irrestrita do valor presente de futuras variações dos fundamentos. Em todos os modelos, a diferença entre a variância do *spread* e o *spread* teórico foi insignificante, ou seja, próxima da unidade. Porém há correlação baixa entre as variáveis.

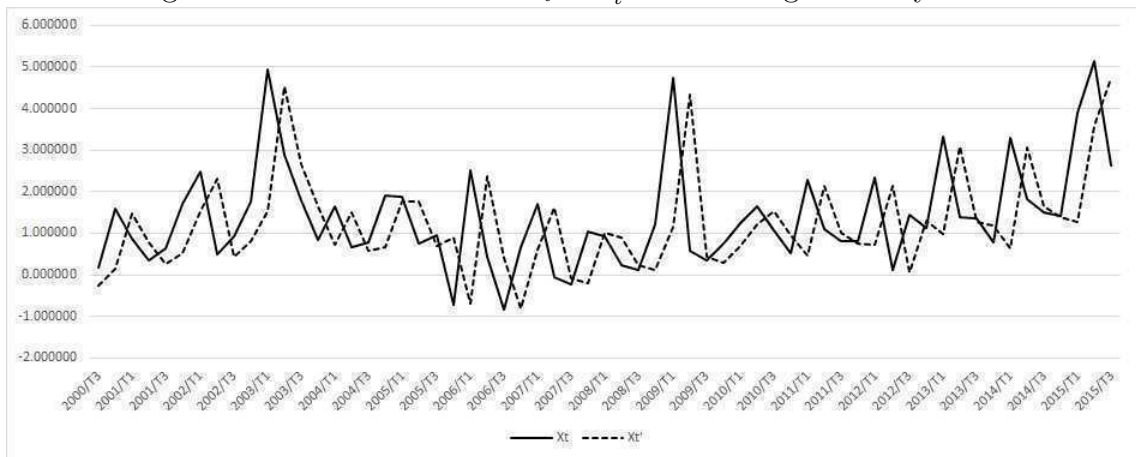
Tabela 18 – Estatísticas para os Modelos da Regra de Taylor - A
Amostra: 1999/Q3 - 2015/Q2

Estatísticas	Modelo			
	1	2	3	4
$E(\Delta f_t)$	-0.0019258	-0.0001615	-0.0019234	-0.0018653
$E(X_t)$	1.373974	0.5189097	1.374188	1.194909
$E(X'_t)$	1.22161	0.2954629	1.239865	1.076138
$\sigma(\Delta f_t)$	0.096814	0.0206823	0.0968355	0.0967965
$\sigma(X_t)$	1.229182	0.2945256	1.230002	1.029948
$\sigma(X'_t)$	1.15501	0.2215885	1.154955	0.94885
$corr(X_t, X'_t)$	0.2554	0.2938	0.2678	0.2678
$var(X_t)/var(X'_t)$	1.13256	1.76665	1.13417	1.17824

Fonte: Elaboração própria

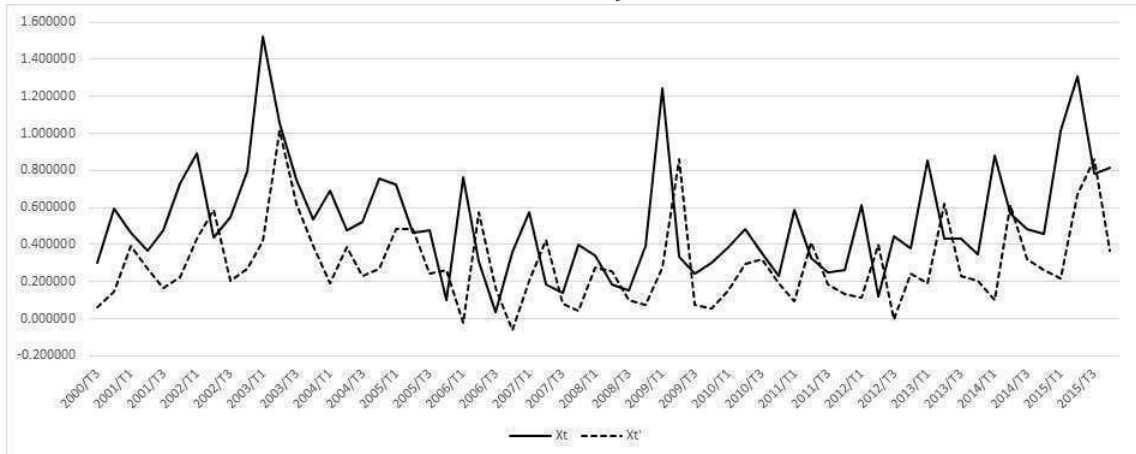
Note que o modelo 2 possui a correlação mais alta entre todos, 0.2938. Este fato sugere que o modelo pode não ser satisfeito, o ideal seria encontrar uma correlação próxima de um.

É de conhecimento que os modelos sofreram alterações nos valores dos parâmetros, com o objetivo de calibrar melhor o modelo, uma vez que, a literatura exhibe diferentes valores onde se pôde observar variações consideráveis. A idéia inicial baseou-se em fixar um modelo, já especificado, como base e, a partir daí, realizar algumas mudanças nos parâmetros. Na figura 24 tem-se o desvio dos *spreads* para o modelo base.

Figura 24 – Movimentos de X_t e X'_t Modelo Regra de Taylor - 1

Fonte: Elaboração própria

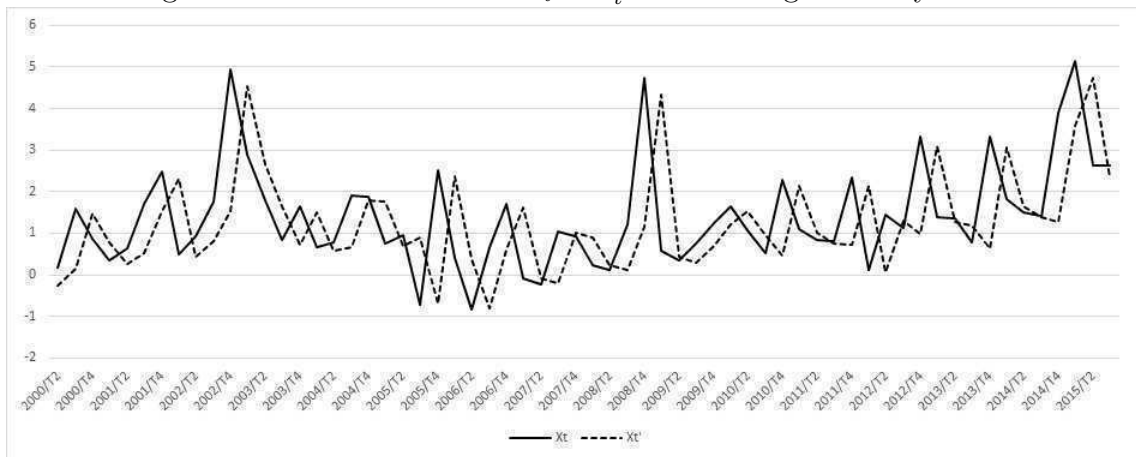
Como análise, sugeriu-se no modelo 2 uma mudança na elasticidade da inflação onde a mesma sofre uma queda. Com a mudança o poder explicativo do modelo elevou-se, sugerindo que a variável representativa da inflação pode ter baixa significância no modelo. Além de obter a maior diferença, mesmo que pequena, do *spread* e o *spread* teórico, o que pode ser observado na figura 25, a qual detalha este distanciamento que ocorre entre as variáveis.

Figura 25 – Movimentos de X_t e X'_t Modelo Regra de Taylor - 2

Fonte: Elaboração própria

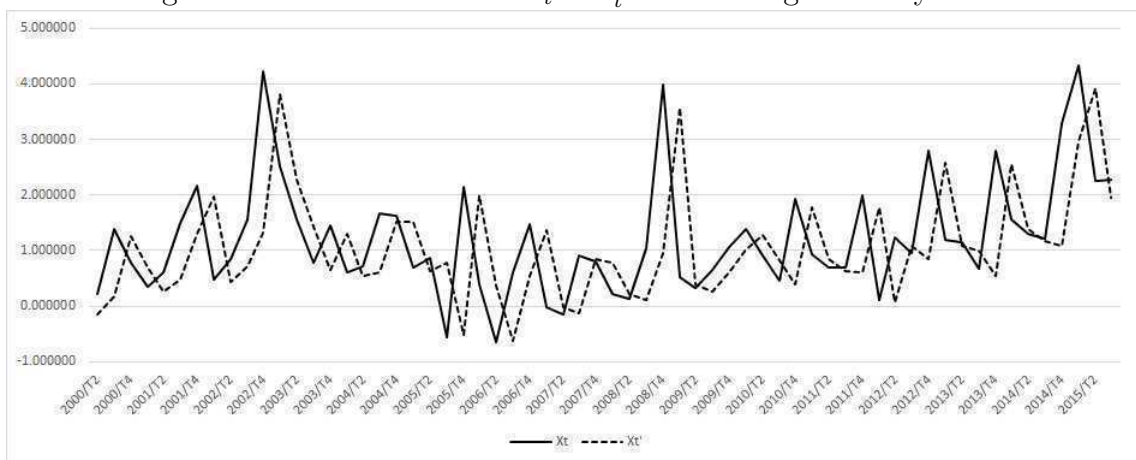
No modelo 3, a mudança em relação ao modelo 1 ocorreu na elasticidade do hiato do produto. Quando elevou-se a elasticidade, houve uma redução no poder explicativo do modelo o que, novamente, sugere que a variável pode ter baixa significância no modelo, porém, neste caso tal variável se refere ao hiato do produto.

Nota-se que a diferença entre os *spreads* permanece praticamente a mesma em relação a esta mesma diferença do modelo 1. O movimento dos *spreads* do modelo 3 é exibido na figura 26.

Figura 26 – Movimentos de X_t e X'_t Modelo Regra de Taylor - 3

Fonte: Elaboração própria

Por fim, a alteração ocorreu-se na elasticidade do índice de preços, o qual sofreu um aumento. As observações mostram que o poder explicativo do modelo permaneceu, praticamente, inalterado. O mesmo ocorrendo para a diferença entre o *spread* e o *spread* teórico. Este movimento referente ao modelo 4 é apresentado na figura 27.

Figura 27 – Movimentos de X_t e X'_t Modelo Regra de Taylor - 4

Fonte: Elaboração própria

Através das figuras apresentadas nesta subseção, percebeu-se que a métrica da diferença de X_t e X'_t é, consideravelmente, pequena, mas nota-se que, se o conjunto de informações fosse previsível algum período antes, as trajetórias estariam mais agrupadas.

Diferente do modelo Monetário, as estatísticas seguem outra direção. Todas as variações dos parâmetros contribuíram para calibrações consideráveis do modelo e, assim, os *spreads* tiveram uma proximidade muito forte, sugerindo que os fundamentos do modelo representam bem a taxa de câmbio aqui analisada. Porém, nota-se que não é observado um breve distanciamento destes, desta forma, como encontrado no modelo Monetário, os resultados ainda não colaboram para a análise de bolha na taxa de câmbio.

5.3 Modelo (B) - Regra de Taylor

Como vimos na seção 3 do capítulo 3, a equação que define o modelo da Regra de Taylor B é dada pela equação 3.26 repetida aqui por conveniência:

$$s_t = \beta_2(i_t - i_t^*) + \beta_2(p_t - p_t^*) - \beta_3(y_t^g - y_t^{*g}) - \beta_4(\pi_t - \pi_t^*) + (1 - \beta_2)E_t s_{t+1}$$

Sabe-se que este modelo diferencia do modelo A, pois adiciona-se a taxa de juros como variável explicativa. As mesmas observações do modelo A, servem para este caso, diferindo do parâmetro β_2 , onde foi utilizado diretamente, pois no trabalho de Barbosa, Camêlo e João (2016), os autores estimaram a taxa de juros natural de diferentes maneiras, porém consideraram de maneira agregada uma economia aberta, sem restrições a mobilidade de capital e com ativos substitutos perfeitos, onde a taxa de juros real doméstica é igual a taxa de juros internacional. Não satisfeitas tais condições, deve-se incorporar os termos de risco soberano e risco cambial, com a suposição de que não há oportunidades de arbitragem. Portanto, no presente trabalho, ao realizar a diferença entre a taxa de juros brasileira e americana, alinha-se à explicação considerada pelos autores.

Da mesma forma que nas seções anteriores, foi realizado um exercício para testar a sensibilidade dos resultados tendo em vista a diferença teórica já citada. A diferença entre os modelos segue o padrão da seção anteriores.

Inicialmente, realizou-se testes de raiz unitária nas séries dos fundamentos em primeira diferença. As estatísticas dos testes apresentadas na tabela 19, sugerem estacionariedade para todas as séries.

Tabela 19 – Testes de Raiz Unitária dos fundamentos em diferença do Modelo B
Amostra: 1999/Q3 - 2015/Q2

Estatística t	Δd_t			
	1	2	3	4
DF-GLS	-8.451*	-7.399*	-8.448*	-8.430*
ADF	-11.226*	-10.242*	-11.223*	-11.207*
Phillips-Perron	-16.852*	-12.048*	-16.838*	-16.758*
Lee-Strazicich (1 Quebra)	-10.9856	-8.8549*	-10.9806*	-10.9521*
Lee-Strazicich (2 Quebras)	-11.6039*	-10.5234*	-11.5944*	-11.5384*
Zivot-Andrews	-5.9685*	-4.6227	-5.9722*	-5.9644*

Fonte: Elaboração própria

Nota: *, ** e *** denotam nível de significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

O mesmo acontece para os *spreads*. As estatísticas apontam para estacionariedade das séries como observado na tabela 20.

Tabela 20 – Testes de Raiz Unitária para os *spreads* do Modelo B
Amostra: 1999/Q3 - 2015/Q2

Estatística t	X_t			
	1	2	3	4
DF-GLS	-5.375*	-3.147***	-5.376*	-5.325*
ADF	-6.857*	-2.942**	-6.856*	-6.761*
Phillips-Perron	-6.784*	-2.549	-6.782*	-6.686*
Lee-Strazicich (1 Quebra)	-6.7849*	-3.4529***	-6.7802*	-6.7961*
Lee-Strazicich (2 Quebras)	-8.1825*	-5.9073*	-8.1940*	-7.9732*
Zivot-Andrews	-6.9851*	-5.7632*	-6.9842*	-6.955*

Fonte: Elaboração própria

Nota: *, ** e *** denotam nível de significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Os critérios de seleção dos modelos VAR apresentados na tabela 21, foram utilizados para selecionar a ordem do VAR para uma melhor estimação.

Tabela 21 – Critérios de seleção dos modelos VAR

Modelo	Lag			
	FPE	AIC	HQIC	SBIC
1	3	3	3	1
2	3	3	2	1
3	3	3	3	1
4	3	3	3	1

Fonte: Elaboração própria

A estatísticas de poder explicativo e causalidade de Granger são apresentadas na tabela 22 e sugerem que, no modelo B, as variáveis defasadas têm um poder explicativo, mesmo que razoável, próximo do que é observado no modelo A. Nota-se que o poder explicativo do modelo 2, R^2 , sofre uma queda em relação aos demais sugerindo que a variável representativa da inflação é significativa na explicação do modelo. Semelhante ao modelo A, a hipótese nula de causalidade de Granger pode ser rejeitada para todos os modelos, exceto o modelo 2.

Tabela 22 – Estatísticas R^2 e Causalidade de Granger

Modelo	R^2	
	Equação Δd_t	Equação X_t
1	0.5788	0.2724
2	0.3129	0.6601
3	0.5787	0.2724
4	0.5683	0.2658

Modelo	p-valor			
	Δd_t	Causa-Granger X_t	X_t	Causa-Granger Δd_t
1	0.000			0.005
2	0.034			0.199
3	0.000			0.005
4	0.000			0.009

Fonte: Elaboração própria

As estatísticas da tabela 23 sugerem que há alguma veracidade na teoria de expectativas para estrutura da Regra de Taylor do modelo B. Analisando a razão $var(X_t)/var(\Delta d_t)$

destes modelos, nota-se um distanciamento dos *spreads* do modelo 2 pelo fato da razão estar distante da unidade. Para todos os outros modelos, esta razão é insignificante. Vale ressaltar que as correlações permanecem baixas como observado no modelo A.

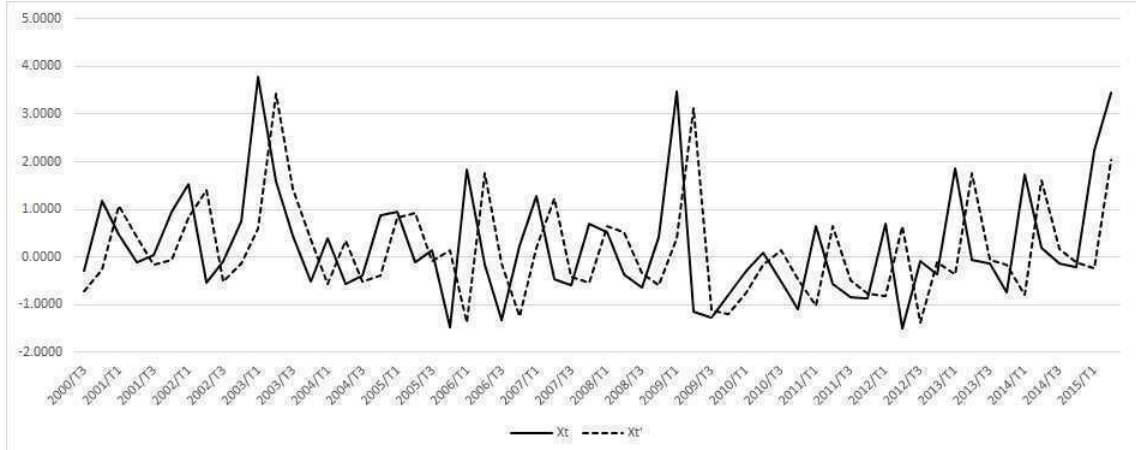
Tabela 23 – Estatísticas para os Modelos da Regra de Taylor - B
Amostra: 1999/Q3 - 2015/Q2

Estatísticas	Modelo			
	1	2	3	4
$E(\Delta d_t)$	-0.0009256	0.0008388	-0.0009232	-0.0006681
$E(X_t)$	0.2551025	-0.5999615	0.2553165	0.0760382
$E(X'_t)$	0.1464572	-20.327	0.0021342	1.076138
$\sigma(\Delta d_t)$	0.0974565	0.0222912	0.0974782	0.0976303
$\sigma(X_t)$	1.132663	0.5012877	1.13308	0.9569401
$\sigma(X'_t)$	1.002915	15.63396	1.003468	0.833635
$\text{corr}(X_t, X'_t)$	0.2554	0.2938	0.2678	0.2678
$\text{var}(X_t)/\text{var}(X'_t)$	1,27547	0,00102	1,2750	1,3177

Fonte: Elaboração própria

No mesmo raciocínio do modelo A, nesta seção, as mudanças dos parâmetros aconteceram de acordo com o modelo base. A figura 28 mostra o movimento dos *spreads* do modelo utilizado como base.

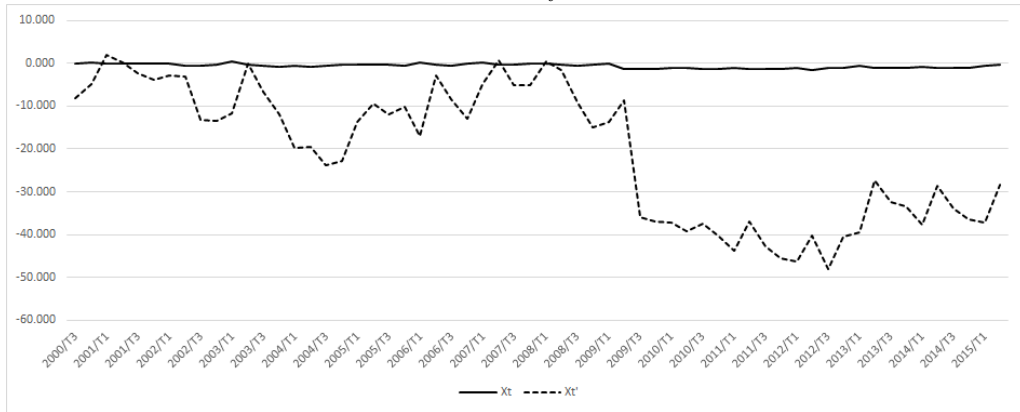
Figura 28 – Movimentos de X_t e X'_t Modelo B1 - Regra de Taylor



Fonte: Elaboração própria

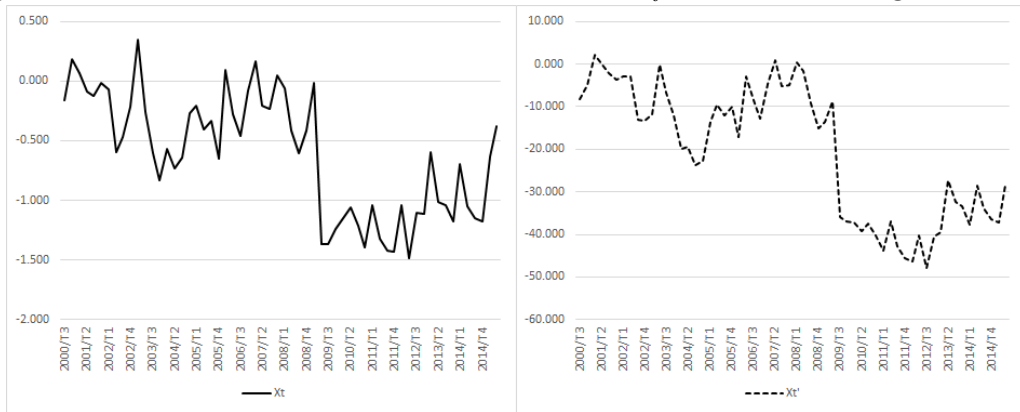
Alterando a elasticidade da inflação, o *spread* teórico se distancia consideravelmente do *spread*, sugerindo que o modelo é sensível em relação à inflação. As figuras 29 e 30 ilustram os movimentos dos *spreads*.

Figura 29 – Movimentos de X_t e X'_t Modelo B2 - Regra de Taylor



Fonte: Elaboração própria

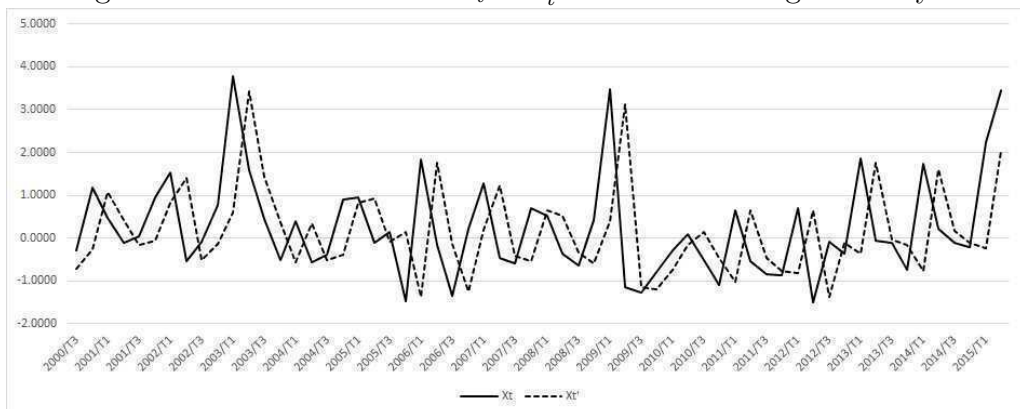
Figura 30 – Movimentos desmembrados de X_t e X'_t Modelo B2 - Regra de Taylor



Fonte: Elaboração própria

No modelo 3, alterou-se a elasticidade do hiato do produto e as mudanças ocorridas em relação ao modelo base foram insignificantes, tanto nas estatísticas já apresentadas quanto visualmente na figura 31.

Figura 31 – Movimentos de X_t e X'_t Modelo B3 - Regra de Taylor

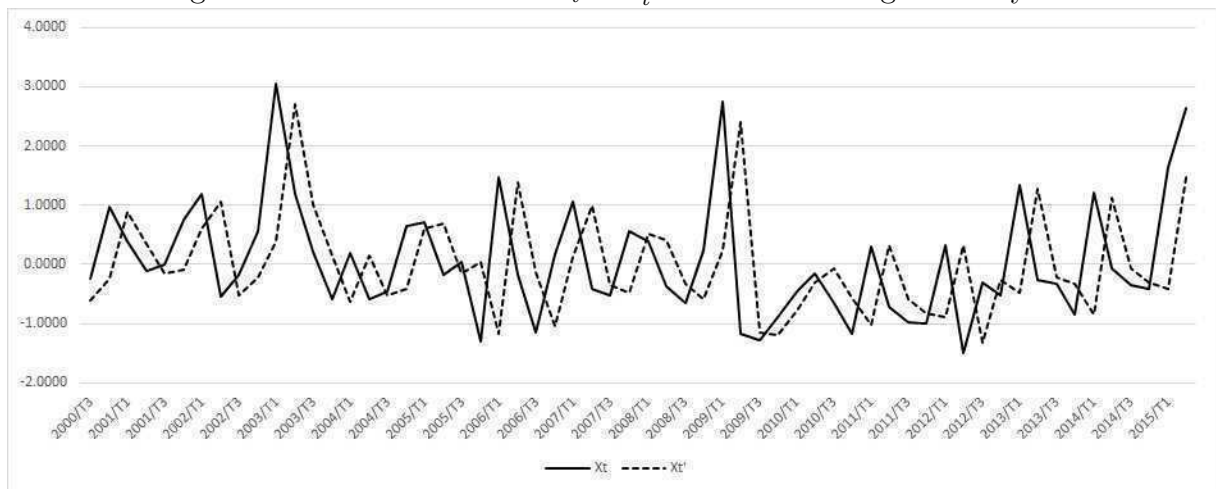


Fonte: Elaboração própria

O mesmo ocorre ao modelo 4, o qual sofreu uma alteração na elasticidade do índice de preços e da taxa de juros. Os movimentos dos *spreads* do modelo 4 são apresentados

na figura 32.

Figura 32 – Movimentos de X_t e X'_t Modelo B4 - Regra de Taylor



Fonte: Elaboração própria

As estatísticas seguem mesma direção do modelo da Regra de Taylor A. Todas as variações dos parâmetros contribuíram para calibrações consideráveis do modelo, exceto quando a elasticidade da inflação sofre uma redução. Neste momento o modelo obteve uma calibração desconsiderável. Mesmo assim, para as outras variações, os *spreads* tiveram uma proximidade muito forte, sugerindo que os fundamentos do modelo representam bem a taxa de câmbio aqui analisada. Porém, novamente não observa-se um breve distanciamento destes e, assim, os resultados não colaboram para a análise de bolha na taxa de câmbio.

5.4 Teste Phillips, Wu e Yu

Após todo este processo de análise dos modelos Monetários e da Regra de Taylor, como uma fonte enriquecedora dos resultados, aplicou-se o teste proposto na metodologia em três alternativas. A primeira assume que a série analisada contém um termo constante. Diferente da primeira, a segunda assume que a série contém um termo constante e uma tendência. E por fim, o teste assume a ausência dos dois termos na série. Diante dos resultados apresentados na tabela 24, evidencia-se através das estatísticas que não deve-se rejeitar a hipótese nula de raiz unitária, ou seja, a série não é explosiva. Pela análise realizada no início dos resultados, onde verificou-se a integridade da série, as estatísticas já evidenciavam esta presença de não estacionariedade. Porém este teste é mais específico e, poderia-se rejeitar a hipótese de bolha apenas por confiança no resultado da raiz unitária.

Tabela 24 – Teste para bolha Phillips, Wu e Yu

Amostra: 1999/Q1 - 2015/Q3	
Teste	P-valor
Constante	0.6610
Constante e Tendência	0.2280
Ausência	0.3740

Fonte: Elaboração própria

6 CONCLUSÃO

O presente trabalho cumpre o objetivo de avaliar o comportamento da taxa de câmbio observada junto com o comportamento teórico e evidenciar a inexistência de efeito bolha, para o caso R\$/US\$ no período de 1999 a 2015. A partir dos modelos teóricos sob a perspectiva de valor presente, e o método de expectativas de Campbell e Shiller (1987), foi possível prosperar na discussão cambial existente na literatura nacional, proporcionando alguns resultados já encontrados por autores como Rossi (1996) e Muinhos, Alves e Riella (2003). Em primeiro lugar, por abordar modelos característicos de aplicações de expectativas. Em segundo lugar, por contextualizar o método utilizado no mercado cambial. E terceiro lugar, buscar alternativas de modelagens cambiais.

Pela utilização do Modelo Monetário, conclui-se que o mesmo não capta, através de expectativas, o comportamento da taxa de câmbio brasileira. As mudanças nos parâmetros do modelo não provocaram resultados diferentes. Mesmo utilizando-se de dados trimestrais e observações pós Plano Real, os resultados corroboram com as evidências de Rossi (1996).

Diferente do Modelo Monetário, o modelo da Regra de Taylor obteve resultados significativos. Em um primeiro momento, ao utilizar o modelo de comportamento do câmbio explicado por índice de preços, hiato do produto e inflação, os resultados encontrados foram bem satisfatórios. Através do método de expectativas aplicado, notou-se que o modelo capta bem o comportamento da taxa de câmbio, uma vez que, ao obter o conjunto de informações através de estimações VAR, a diferença insignificante dos *spreads* validam o modelo utilizado.

O mesmo ocorre no segundo modelo derivado da Regra de Taylor, o qual tem a variável representativa da taxa de juros incluída no modelo. O exercício de análise de sensibilidade dos parâmetros não provocaram diferenças significantes de resultados, exceto no modelo B2. Para este, houve uma mudança no parâmetro referente à inflação, causando um distanciamento considerável dos *spreads*. Este resultado sugere que, para o caso brasileiro, a Regra de Taylor é sensível em relação a inflação. Contudo, o modelo capta bem o comportamento da taxa de câmbio, como observado no modelo A. O resultado destes modelos condizem com o trabalho de Moura, Lima e Mendonça (2008).

Até esta parte do trabalho, todas as evidências indicavam o comportamento de uma raiz unitária na série da taxa de câmbio. Os resultados dos testes econométricos indicam a presença de raiz unitária na série. A aplicação do método de Campbell e Shiller (1987), mesmo que significativa no quesito de captação do movimento do câmbio, evidencia que a série não possui desvios importantes que possam indicar um efeito bolha. Porém considerou a aplicação do teste de Phillips, Wu e Yu (2011), o qual implementa e resolve, recursivamente, a cauda direta do teste de raiz unitária onde avalia a evidência de comportamento ligeiramente explosivo dos dados. Os resultados encontrados foram,

por um lado, desanimadores, uma vez que a procura por uma evidência de efeito bolha era considerada importante. Por outro lado, satisfatório, pois traz maior robustez para os resultados.

Uma questão bastante discutida durante a pesquisa foi a utilização de dados trimestrais. Diante dos modelos propostos, não obteve-se uma solução para tal. PIB é uma variável que não dispõe de observações mensais, muito menos diárias e, é de conhecimento que bolhas financeiras não são duráveis a ponto de permanecerem um trimestre. Acredita-se que a utilização de modelos que são explicados por variáveis que possuem observações diárias ou até intradiárias, possam captar melhor um possível efeito bolha. Diante destes resultados, o presente trabalho torna-se relevante no sentido de buscar evidências para a taxa de câmbio $R\$/US\$$. Trabalhos posteriores podem ser realizados com o intuito de acompanhar tal questão em uma amostra de dados mais ampla.

REFERÊNCIAS

- AL-ANASWAH, N.; WILFLING, B. Identification of speculative bubbles using state-space models with markov-switching. *Journal of Banking & Finance*, Elsevier, v. 35, n. 5, p. 1073–1086, 2011.
- APEL, M.; HANSEN, J.; LINDBERG, H. Potential output and output gap. *QUARTERLY REVIEW-SVERIGES RIKSBANK*, URBAN BAECKSTROEM, p. 24–35, 1996.
- BARBOSA, F. d. H.; CAMÊLO, F. D.; JOÃO, I. C. A taxa de juros natural e a regra de taylor no brasil: 2003-2015. *Revista Brasileira de Economia*, SciELO Brasil, v. 70, n. 4, p. 399–417, 2016.
- BETTENDORF, T.; CHEN, W. Are there bubbles in the sterling-dollar exchange rate? new evidence from sequential adf tests. *Economics Letters*, Elsevier, v. 120, n. 2, p. 350–353, 2013.
- BLANCHARD, O. J.; WATSON, M. W. *Bubbles, rational expectations and financial markets*. [S.l.]: National Bureau of economic research Cambridge, Mass., USA, 1982.
- BRASIL, B. C. do. Boletim do banco central do brasil. Departamento Econômico do Banco Central do Brasil, v. 37, n. 1-284, 2001.
- BRASIL, B. C. do. Boletim do banco central do brasil. Departamento Econômico do Banco Central do Brasil, v. 38, n. 1-298, 2002.
- BRASIL, B. C. do. Boletim do banco central do brasil. Departamento Econômico do Banco Central do Brasil, v. 39, n. 1-247, 2003.
- BRASIL, B. C. do. Boletim do banco central do brasil. Departamento Econômico do Banco Central do Brasil, v. 43, n. 1-248, 2007.
- BRASIL, B. C. do. Boletim do banco central do brasil. Departamento Econômico do Banco Central do Brasil, v. 44, n. 1-253, 2008.
- BRASIL, B. C. do. Boletim do banco central do brasil. Departamento Econômico do Banco Central do Brasil, v. 45, n. 1-237, 2009.
- BRASIL, B. C. do. Boletim do banco central do brasil. Departamento Econômico do Banco Central do Brasil, v. 47, n. 1-224, 2011.
- BRASIL, B. C. do. Boletim do banco central do brasil. Departamento Econômico do Banco Central do Brasil, v. 49, n. 1-214, 2013.
- BRASIL, B. C. do. Boletim do banco central do brasil. Departamento Econômico do Banco Central do Brasil, v. 50, n. 1-230, 2014.
- BRASIL, B. C. do. Boletim do banco central do brasil. Departamento Econômico do Banco Central do Brasil, v. 51, n. 1-224, 2015.
- CAMPBELL, J. Y.; SHILLER, R. J. Cointegration and tests of present value models. *Journal of political Economy*, JSTOR, v. 95, n. 5, p. 1062–1088, 1987.

- CHEUNG, Y.-W.; CHINN, M. D.; PASCUAL, A. G. Empirical exchange rate models of the nineties: Are any fit to survive? *Journal of International Money and finance*, Elsevier, v. 24, n. 7, p. 1150–1175, 2005.
- CIEPLINSKI, A.; BRAGA, J.; SUMMA, R. *Estimação do teorema da paridade descoberta da taxa de juros para o Brasil*. [S.l.], 2015.
- ELLIOTT, G.; ROTHENBERG, T. J.; STOCK, J. H. Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica*, JSTOR, v. 64, n. 4, p. 813–836, 1996.
- ENGEL, C.; WEST, K. D. Exchange rates and fundamentals. *Journal of political Economy*, The University of Chicago Press, v. 113, n. 3, p. 485–517, 2005.
- EVANS, G. W. A test for speculative bubbles in the sterling-dollar exchange rate: 1981–84. *The American Economic Review*, JSTOR, p. 621–636, 1986.
- EVANS, G. W. Pitfalls in testing for explosive bubbles in asset prices. *The American Economic Review*, JSTOR, v. 81, n. 4, p. 922–930, 1991.
- FAIR, R. C. The estimation of simultaneous equation models with lagged endogenous variables and first order serially correlated errors. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, JSTOR, p. 507–516, 1970.
- GIORNO, C. et al. Estimating potential output, output gaps and structural budget balances. OECD Publishing, 1995.
- HAMILTON, J. D.; WHITEMAN, C. H. The observable implications of self-fulfilling expectations. *Journal of Monetary Economics*, Elsevier, v. 16, n. 3, p. 353–373, 1985.
- JOHANSEN, S. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, JSTOR, p. 1551–1580, 1991.
- KIM, C.-J.; NELSON, C. R. State-space models with regime switching. Massachusetts Institute of Technology, 1999.
- LEE, J.; STRAZICICH, M. C. Minimum lagrange multiplier unit root test with two structural breaks. *Review of Economics and Statistics*, MIT Press, v. 85, n. 4, p. 1082–1089, 2003.
- MACDONALD, R. *Exchange rate economics: theories and evidence*. [S.l.]: Psychology Press, 2007.
- MANKIW, N. G.; ROMER, D.; SHAPIRO, M. D. An unbiased reexamination of stock market volatility. *The Journal of Finance*, Wiley Online Library, v. 40, n. 3, p. 677–687, 1985.
- MARK, N. C.; SUL, D. Nominal exchange rates and monetary fundamentals: evidence from a small post-bretton woods panel. *Journal of International Economics*, Elsevier, v. 53, n. 1, p. 29–52, 2001.
- MEESE, R. A. Testing for bubbles in exchange markets: A case of sparkling rates? *The Journal of Political Economy*, JSTOR, p. 345–373, 1986.

- MEESE, R. A.; ROGOFF, K. Empirical exchange rate models of the seventies: Do they fit out of sample? *Journal of international economics*, Elsevier, v. 14, n. 1, p. 3–24, 1983.
- MOURA, M. L.; LIMA, A. R.; MENDONÇA, R. M. Exchange rate and fundamentals: the case of brazil. *Economia Aplicada*, SciELO Brasil, v. 12, n. 3, p. 395–416, 2008.
- MUINHOS, M. K.; ALVES, S. A. L.; RIELLA, G. Modelo macroeconômico com setor externo: endogeneização do prêmio de risco e do câmbio. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 2003.
- PHILLIPS, P. C. Towards a unified asymptotic theory for autoregression. *Biometrika*, Biometrika Trust, v. 74, n. 3, p. 535–547, 1987.
- PHILLIPS, P. C.; MAGDALINOS, T. Limit theory for moderate deviations from a unit root. *Journal of Econometrics*, Elsevier, v. 136, n. 1, p. 115–130, 2007.
- PHILLIPS, P. C.; WU, Y.; YU, J. Explosive behavior in the 1990s nasdaq: When did exuberance escalate asset values? *International economic review*, Wiley Online Library, v. 52, n. 1, p. 201–226, 2011.
- PHILLIPS, P. C.; YU, J. Dating the timeline of financial bubbles during the subprime crisis. *Quantitative Economics*, Wiley Online Library, v. 2, n. 3, p. 455–491, 2011.
- QUAH, E. Persistent problems in measuring household production. *American Journal of Economics and Sociology*, Wiley Online Library, v. 45, n. 2, p. 235–246, 1986.
- RIBEIRO, P. F. Testando a cointegração entre os fundamentos e a taxa real de câmbio: evidências para países selecionados*. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 2013.
- ROSSI, J. W. O modelo monetário de determinação da taxa de câmbio: testes para o brasil. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 1996.
- SARGENT, T. J. A note on maximum likelihood estimation of the rational expectations model of the term structure. *Journal of Monetary Economics*, Elsevier, v. 5, n. 1, p. 133–143, 1979.
- SHI, S.-P.; PHILLIPS, P. C.; YU, J. *The hypothesis and model specification in the right-tail unit root test*. [S.l.], 2010.
- SHILLER, R. J. *Do stock prices move too much to be justified by subsequent changes in dividends?* [S.l.]: National Bureau of Economic Research Cambridge, Mass., USA, 1980.
- WEST, K. D. *A specification test for speculative bubbles*. [S.l.]: National Bureau of Economic Research Cambridge, Mass., USA, 1986.
- WEST, K. D. A note on the power of least squares tests for a unit root. *Economics Letters*, Elsevier, v. 24, n. 3, p. 249–252, 1987.
- WEST, K. D. A standard monetary model and the variability of the deutschmark-dollar exchange rate. *Journal of International Economics*, Elsevier, v. 23, n. 1-2, p. 57–76, 1987.
- WOO, W. T. The monetary approach to exchange rate determination under rational expectations: The dollar-deutschmark rate. *Journal of International Economics*, Elsevier, v. 18, n. 1, p. 1–16, 1985.

WU, Y. Are there rational bubbles in foreign exchange markets? evidence from an alternative test. *Journal of International Money and Finance*, Elsevier, v. 14, n. 1, p. 27–46, 1995.

APÊNDICE A – Método recursivo do Modelo Monetário

$$s_t = m_t - m_t^* - \beta_0(y_t - y_t^*) + \beta_1 E_t(s_{t+1} - s_t) \quad (\text{A.1})$$

Separando os termos da esperança matemática e isolando do lado esquerdo o termo s_t , tem-se

$$s_t + \beta_1 s_t = m_t - m_t^* - \beta_0(y_t - y_t^*) + \beta_1 E_t s_{t+1} \quad (\text{A.2})$$

$$s_t(1 + \beta_1) = m_t - m_t^* - \beta_0(y_t - y_t^*) + \beta_1 E_t s_{t+1} \quad (\text{A.3})$$

Isolando totalmente s_t , tem-se

$$s_t = \frac{1}{1 + \beta_1}(m_t - m_t^*) - \frac{\beta_0}{1 + \beta_1}(y_t - y_t^*) + \frac{\beta_1}{1 + \beta_1} E_t s_{t+1} \quad (\text{A.4})$$

Renomeando as Variáveis da seguinte forma:

$$m_t^{**} = m_t - m_t^* \quad (\text{A.5})$$

$$y_t^{**} = y_t - y_t^* \quad (\text{A.6})$$

Obtém-se:

$$s_t = \frac{1}{1 + \beta_1}(m_t^{**} - \beta_0 y_t^{**}) + \frac{\beta_1}{1 + \beta_1} E_t s_{t+1} \quad (\text{A.7})$$

Calculando a taxa de câmbio para o período $t + 1$, tem-se:

$$s_{t+1} = \left(\frac{1}{1 + \beta_1}\right)(m_{t+1}^{**} - \beta_0 y_{t+1}^{**}) + \frac{\beta_1}{1 + \beta_1} E_{t+1} s_{t+2} \quad (\text{A.8})$$

Substituindo s_{t+1} em s_t , tem-se:

$$s_t = \frac{1}{1 + \beta_1}(m_t^{**} - \beta_0 y_t^{**}) + \left(\frac{1}{1 + \beta_1}\right) \frac{\beta_1}{1 + \beta_1} E_t(m_{t+1}^{**} - \beta_0 y_{t+1}^{**}) + \left(\frac{\beta_1}{1 + \beta_1}\right)^2 E_t s_{t+2} \quad (\text{A.9})$$

Calculando a taxa de câmbio para o período $t + 2$, tem-se:

$$s_{t+2} = \frac{1}{1 + \beta_1}(m_{t+2}^{**} - \beta_0 y_{t+2}^{**}) + \frac{\beta_1}{1 + \beta_1} E_{t+2} s_{t+3} \quad (\text{A.10})$$

Substituindo s_{t+2} em s_t , tem-se:32

$$s_t = \left(\frac{1}{1+\beta_1}\right)(m_t^{**} - \beta_0 y_t^{**}) + \left(\frac{1}{1+\beta_1}\right)\left(\frac{\beta_1}{1+\beta_1}\right)E_t(m_{t+1}^{**} - \beta_0 y_{t+1}^{**}) + \left(\frac{1}{1+\beta_1}\right)\left(\frac{\beta_1}{1+\beta_1}\right)^2 E_t(m_{t+2}^{**} - \beta_0 y_{t+2}^{**}) + \left(\frac{\beta_1}{1+\beta_1}\right)^3 E_t s_{t+3} \quad (\text{A.11})$$

Calculando a taxa de câmbio para o período $t + 3$, tem-se:

$$s_{t+3} = \frac{1}{1+\beta_1}(m_{t+3}^{**} - \beta_0 y_{t+3}^{**}) + \frac{\beta_1}{1+\beta_1} E_{t+3} s_{t+4} \quad (\text{A.12})$$

Substituindo s_{t+3} em s_t , tem-se:

$$s_t = \left(\frac{1}{1+\beta_1}\right)(m_t^{**} - \beta_0 y_t^{**}) + \left(\frac{1}{1+\beta_1}\right)\left(\frac{\beta_1}{1+\beta_1}\right)E_t(m_{t+1}^{**} - \beta_0 y_{t+1}^{**}) + \left(\frac{1}{1+\beta_1}\right)\left(\frac{\beta_1}{1+\beta_1}\right)^2 E_t(m_{t+2}^{**} - \beta_0 y_{t+2}^{**}) + \left(\frac{1}{1+\beta_1}\right)\left(\frac{\beta_1}{1+\beta_1}\right)^3 E_t(m_{t+3}^{**} - \beta_0 y_{t+3}^{**}) + \left(\frac{\beta_1}{1+\beta_1}\right)^4 E_t s_{t+4} \quad (\text{A.13})$$

Calculando a taxa de câmbio para o período $t + 4$, tem-se:

$$s_{t+4} = \frac{1}{1+\beta_1}(m_{t+4}^{**} - \beta_0 y_{t+4}^{**}) + \frac{\beta_1}{1+\beta_1} E_{t+4} s_{t+5} \quad (\text{A.14})$$

Substituindo s_{t+4} em s_t , tem-se:

$$s_t = \left(\frac{1}{1+\beta_1}\right)(m_t^{**} - \beta_0 y_t^{**}) + \left(\frac{1}{1+\beta_1}\right)\left(\frac{\beta_1}{1+\beta_1}\right)E_t(m_{t+1}^{**} - \beta_0 y_{t+1}^{**}) + \left(\frac{1}{1+\beta_1}\right)\left(\frac{\beta_1}{1+\beta_1}\right)^2 E_t(m_{t+2}^{**} - \beta_0 y_{t+2}^{**}) + \left(\frac{1}{1+\beta_1}\right)\left(\frac{\beta_1}{1+\beta_1}\right)^3 E_t(m_{t+3}^{**} - \beta_0 y_{t+3}^{**}) + \left(\frac{1}{1+\beta_1}\right)\left(\frac{\beta_1}{1+\beta_1}\right)^4 E_t(m_{t+4}^{**} - \beta_0 y_{t+4}^{**}) + \left(\frac{\beta_1}{1+\beta_1}\right)^5 E_t s_{t+5} \quad (\text{A.15})$$

Realizando este método recursivo, repetida vezes, pode-se obter um cálculo da taxa de câmbio para o período $t + i$ e, assim:

$$s_{t+i} = \frac{1}{1+\beta_1}(m_{t+i}^{**} - \beta_0 y_{t+i}^{**}) + \frac{\beta_1}{1+\beta_1} E_{t+i} s_{t+i+1} \quad (\text{A.16})$$

Onde, ao substituir s_{t+i} em s_t , tem-se:

$$s_t = \left(\frac{1}{1+\beta_1}\right)(m_t^{**} - \beta_0 y_t^{**}) + \left(\frac{1}{1+\beta_1}\right)\left(\frac{\beta_1}{1+\beta_1}\right)E_t(m_{t+1}^{**} - \beta_0 y_{t+1}^{**}) + \left(\frac{1}{1+\beta_1}\right)\left(\frac{\beta_1}{1+\beta_1}\right)^2 E_t(m_{t+2}^{**} - \beta_0 y_{t+2}^{**}) + \left(\frac{1}{1+\beta_1}\right)\left(\frac{\beta_1}{1+\beta_1}\right)^3 E_t(m_{t+3}^{**} - \beta_0 y_{t+3}^{**}) + \left(\frac{1}{1+\beta_1}\right)\left(\frac{\beta_1}{1+\beta_1}\right)^4 E_t(m_{t+4}^{**} - \beta_0 y_{t+4}^{**}) + \dots + \left(\frac{1}{1+\beta_1}\right)\left(\frac{\beta_1}{1+\beta_1}\right)^i E_t(m_{t+i}^{**} - \beta_0 y_{t+i}^{**}) + \left(\frac{\beta_1}{1+\beta_1}\right)^{i+1} E_t s_{t+i+1} \quad (\text{A.17})$$

Reescrevendo a taxa de câmbio na forma de valor presente, como segue abaixo:

$$s_t = \sum_{i=0}^{\infty} \left(\frac{\beta_1}{1 + \beta_1} \right)^{i+1} E_t q_{t+i} + \left(\frac{\beta_1}{1 + \beta_1} \right)^{i+1} E_t s_{t+i+1} \quad (\text{A.18})$$

Renomeando da seguinte forma:

$$q_{t+i} = \frac{1}{1 + \beta_1} (m_{t+i}^{**} - \beta_0 y_{t+i}^{**}) \quad (\text{A.19})$$

$$\alpha = \beta_1 / (1 + \beta_1) \quad (\text{A.20})$$

tem-se:

$$s_t = \sum_{i=0}^{\infty} \alpha^i E_t q_{t+i} + \alpha^{i+1} E_t s_{t+i+1} \quad (\text{A.21})$$

APÊNDICE B – Método recursivo da Regra de Taylor A

$$s_t = \frac{\beta_2}{1 + \beta_2}(p_t - p_t^*) - \frac{1}{1 + \beta_2}[\beta_3(y_t^g - y_t^{*g}) + \beta_4(\pi_t - \pi_t^*)] + \frac{1}{1 + \beta_2}E_t s_{t+1} \quad (\text{B.1})$$

Renomeando as variáveis da seguinte forma:

$$p_t^{**} = p_t - p_t^* \quad (\text{B.2})$$

$$y_t^{**g} = y_t^g - y_t^{*g} \quad (\text{B.3})$$

$$\pi_t^{**} = \pi_t - \pi_t^* \quad (\text{B.4})$$

Obtém-se:

$$s_t = \frac{\beta_2}{1 + \beta_2}p_t^{**} - \frac{1}{1 + \beta_2}(\beta_3y_t^{**g} + \beta_4\pi_t^{**}) + \frac{1}{1 + \beta_2}E_t s_{t+1} \quad (\text{B.5})$$

$$s_t = \left(\frac{1}{1 + \beta_2}\right)(\beta_2p_t^{**} - \beta_3y_t^{**g} + \beta_4\pi_t^{**}) + \left(\frac{1}{1 + \beta_2}\right)E_t s_{t+1} \quad (\text{B.6})$$

Calculando s no tempo $t + 1$, tem-se:

$$s_{t+1} = \left(\frac{1}{1 + \beta_2}\right)(\beta_2p_{t+1}^{**} - \beta_3y_{t+1}^{**g} + \beta_4\pi_{t+1}^{**}) + \left(\frac{1}{1 + \beta_2}\right)E_{t+1} s_{t+2} \quad (\text{B.7})$$

Substituindo s_{t+1} em s_t , tem-se:

$$s_t = \left(\frac{1}{1 + \beta_2}\right)(\beta_2p_t^{**} - \beta_3y_t^{**g} + \beta_4\pi_t^{**}) + \left(\frac{1}{1 + \beta_2}\right)\left(\frac{1}{1 + \beta_2}\right)(\beta_2p_{t+1}^{**} - \beta_3y_{t+1}^{**g} + \beta_4\pi_{t+1}^{**}) + \left(\frac{1}{1 + \beta_2}\right)^2 E_t s_{t+2} \quad (\text{B.8})$$

Calculando s no tempo $t + 2$, tem-se:

$$s_{t+2} = \left(\frac{1}{1 + \beta_2}\right)(\beta_2p_{t+2}^{**} - \beta_3y_{t+2}^{**g} + \beta_4\pi_{t+2}^{**}) + \left(\frac{1}{1 + \beta_2}\right)E_{t+2} s_{t+3} \quad (\text{B.9})$$

Substituindo s_{t+2} em s_t , tem-se:

$$s_t = \left(\frac{1}{1 + \beta_2}\right)(\beta_2p_t^{**} - \beta_3y_t^{**g} + \beta_4\pi_t^{**}) + \left(\frac{1}{1 + \beta_2}\right)\left(\frac{1}{1 + \beta_2}\right)(\beta_2p_{t+1}^{**} - \beta_3y_{t+1}^{**g} + \beta_4\pi_{t+1}^{**}) + \left(\frac{1}{1 + \beta_2}\right)\left(\frac{1}{1 + \beta_2}\right)^2(\beta_2p_{t+2}^{**} - \beta_3y_{t+2}^{**g} + \beta_4\pi_{t+2}^{**}) + \left(\frac{1}{1 + \beta_2}\right)^3 E_t s_{t+3} \quad (\text{B.10})$$

Através do método recursivo já utilizado no Apêndice A, tem-se:

$$s_t = \frac{1}{1 + \beta_2} \sum_{i=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1 + \beta_2}\right)^i E_t (\beta_2p_{t+i}^{**} - \beta_3y_{t+i}^{**g} + \beta_4\pi_{t+i}^{**}) + \left(\frac{1}{1 + \beta_2}\right)^{i+1} E_t s_{t+i+1} \quad (\text{B.11})$$

Para simplificar a notação, renomeando da seguinte forma:

$$f_{t+i} = \beta_2 p_{t+i}^{**} - \beta_3 y_{t+i}^{**g} + \beta_4 \pi_{t+i}^{**} \quad (\text{B.12})$$

$$\varphi = \left(\frac{1}{1 + \beta_2} \right) \quad (\text{B.13})$$

Tem-se:

$$s_t = \varphi \sum_{i=0}^{\infty} \varphi^i E_t f_{t+i} + \varphi^{i+1} E_t s_{t+i+1} \quad (\text{B.14})$$

APÊNDICE C – Método recursivo da Regra de Taylor B

$$s_t = \beta_2(i_t - i_t^*) + \beta_2(p_t - p_t^*) - \beta_3(y_t^g - y_t^{*g}) - \beta_4(\pi_t - \pi_t^*) + (1 - \beta_2)E_t s_{t+1} \quad (\text{C.1})$$

Renomeando as variáveis da seguinte forma:

$$i_t^{**} = i_t - i_t^* \quad (\text{C.2})$$

$$p_t^{**} = p_t - p_t^* \quad (\text{C.3})$$

$$y_t^{**g} = y_t^g - y_t^{*g} \quad (\text{C.4})$$

$$\pi_t^{**} = \pi_t - \pi_t^* \quad (\text{C.5})$$

Obtém-se:

$$s_t = \beta_2 i_t^{**} + \beta_2 p_t^{**} - \beta_3 y_t^{**g} - \beta_4 \pi_t^{**} + (1 - \beta_2)E_t s_{t+1} \quad (\text{C.6})$$

Calculando s no tempo $t + 1$, tem-se:

$$s_{t+1} = \beta_2 i_{t+1}^{**} + \beta_2 p_{t+1}^{**} - \beta_3 y_{t+1}^{**g} - \beta_4 \pi_{t+1}^{**} + (1 - \beta_2)E_{t+1} s_{t+2} \quad (\text{C.7})$$

Substituindo s_{t+1} em s_t , tem-se:

$$s_t = (\beta_2 i_t^{**} + \beta_2 p_t^{**} - \beta_3 y_t^{**g} - \beta_4 \pi_t^{**}) + (1 - \beta_2)(\beta_2 i_{t+1}^{**} + \beta_2 p_{t+1}^{**} - \beta_3 y_{t+1}^{**g} - \beta_4 \pi_{t+1}^{**}) + (1 - \beta_2)^2 E_t s_{t+2} \quad (\text{C.8})$$

Calculando s no tempo $t + 2$, tem-se:

$$s_{t+2} = \beta_2 i_{t+2}^{**} + \beta_2 p_{t+2}^{**} - \beta_3 y_{t+2}^{**g} - \beta_4 \pi_{t+2}^{**} + (1 - \beta_2)E_{t+2} s_{t+3} \quad (\text{C.9})$$

Substituindo s_{t+2} em s_t , tem-se:

$$s_t = (\beta_2 i_t^{**} + \beta_2 p_t^{**} - \beta_3 y_t^{**g} - \beta_4 \pi_t^{**}) + (1 - \beta_2)(\beta_2 i_{t+1}^{**} + \beta_2 p_{t+1}^{**} - \beta_3 y_{t+1}^{**g} - \beta_4 \pi_{t+1}^{**}) + (1 - \beta_2)^2 (\beta_2 i_{t+2}^{**} + \beta_2 p_{t+2}^{**} - \beta_3 y_{t+2}^{**g} - \beta_4 \pi_{t+2}^{**}) + (1 - \beta_2)^3 E_t s_{t+3} \quad (\text{C.10})$$

Através do método recursivo já utilizado nos Apêndices anteriores, tem-se:

$$s_t = \sum_{i=0}^{\infty} (1 - \beta_2)^i E_t (\beta_2 i_{t+i}^{**} + \beta_2 p_{t+i}^{**} - \beta_3 y_{t+i}^{**g} - \beta_4 \pi_{t+i}^{**}) + (1 - \beta_2)^{i+1} E_t s_{t+i+1} \quad (\text{C.11})$$

Para simplificar a notação, renomeando da seguinte forma:

$$d_t = (\beta_2 i_{t+i}^{**} + \beta_2 p_{t+i}^{**} - \beta_3 y_{t+i}^{**g} - \beta_4 \pi_{t+i}^{**}) \quad (\text{C.12})$$

$$\varrho = (1 - \beta_2) \tag{C.13}$$

Tem-se:

$$s_t = \sum_{i=0}^{\infty} \varrho^i E_t d_{t+i} + \varrho^{i+1} E_t s_{t+i+1} \tag{C.14}$$

ANEXO A – Testes de Raíz Unitária - Modelo Monetário

Tabela 25 – Teste ADF

Amostra: 1999/Q1 - 2015/Q3

Variáveis	Estatística y	Raiz Unitária
s_t^{**}	-1.296	Sim
m_t^{**}	-0.398	Sim
y_t^{**}	-0.465	Sim
q_t^{**}	0.389	Sim
Δs_t^{**}	-5.264*	Não
Δm_t^{**}	-4.433*	Não
Δy_t^{**}	-5.240*	Não
Δq_t^{**}	-4.934*	Não

Fonte: Elaboração própria

Nota: *, ** e ***, denotam nível de significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Tabela 26 – Teste Phillips Perron

Amostra: 1999/Q1 - 2015/Q3

Variáveis	Estatística y	Raiz Unitária
s_t^{**}	-1.555	Sim
m_t^{**}	-0.903	Sim
y_t^{**}	-0.559	Sim
q_t^{**}	-0.256	Sim
Δs_t^{**}	-5.114*	Não
Δm_t^{**}	-4.384*	Não
Δy_t^{**}	-5.305*	Não
Δq_t^{**}	-4.901*	Não

Fonte: Elaboração própria

Nota: *, ** e ***, denotam nível de significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Tabela 27 – Teste Lee e Strazicich

Amostra: 1999/Q1 - 2015/Q3

Variáveis	Tipo	Uma Quebra Estrutural			Duas Quebras Estruturais		
		Lags	Estatística t	Raiz Unitária	Lags	Estatística t	Raiz Unitária
s_t^{**}	Break	1	-3.1189	sim	1	-5.4389	não
	Crash	0	-1.4947	sim	1	-1.8196	sim
m_t^{**}	Break	1	-2.7742	sim	1	-3.9259	sim
	Crash	0	-1.6665	sim	1	-1.8475	sim
y_t^{**}	Break	1	-2.742	sim	1	-4.7450	não
	Crash	2	-1.3698	sim	2	-1.6907	sim
q_t^{**}	Break	1	-3.0888	sim	1	-4.1500**	não
	Crash	1	-1.4987	sim	3	-1.6922	sim
Δs_t^{**}	Break	1	-6.4979*	não	1	-7.14878*	não
	Crash	2	-2.4662	sim	2	-5.5512*	não
Δm_t^{**}	Break	1	-6.1389*	não	1	-7.57208*	não
	Crash	0	-5.6386*	não	3	-5.9064*	não
Δy_t^{**}	Break	1	-6.7177*	não	1	-7.0130*	não
	Crash	1	-6.1667*	não	3	-6.8018*	não
Δq_t^{**}	Break	1	-6.2947*	não	1	-7.1011*	não
	Crash	3	-5.9766*	não	3	-6.1948*	não

Fonte: elaboração própria

Nota: *, ** e ***, denotam nível de significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente

Tabela 28 – Matriz *Companion* do VAR(3)

Matriz <i>Companion</i>					
0.30865	-0.31325	0.15505	-0.06665	-0.02563	0.11476
1.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
0.00000	1.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
0.11476	0.14503	-0.46660	-0.10006	1.51646	-0.90302
0.00000	0.00000	0.00000	1.00000	0.00000	0.00000
0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	1.00000	0.00000

Fonte: Elaboração própria

ANEXO B – Tabelas dos Modelos Monetários com Diferentes Parâmetros

Tabela 29 – Teste DF-GLS
 Amostra: 1999/Q3 - 2015/Q2

Variáveis	Estatística t	Raiz Unitária
$q_t^{(2)}$	-0.633	Sim
$\Delta q_t^{(2)}$	-4.116*	Não
$q_t^{(3)}$	-0.633	Sim
$\Delta q_t^{(3)}$	-4.116*	Não
$q_t^{(4)}$	-0.624	Sim
$\Delta q_t^{(4)}$	-4.014*	Não
$q_t^{(5)}$	-0.619	Sim
$\Delta q_t^{(5)}$	-3.948*	Não
$q_t^{(6)}$	-0.624	Sim
$\Delta q_t^{(6)}$	-4.014*	Não

Fonte: Elaboração própria

Tabela 30 – Testes ADF
 Amostra: 1999/Q3 - 2015/Q2

Variáveis	Estatística t	Raiz Unitária
$q_t^{(2)}$	0.389	Sim
$\Delta q_t^{(2)}$	-4.934*	Não
$q_t^{(3)}$	0.909	Sim
$\Delta q_t^{(3)}$	-4.934	Não
$q_t^{(4)}$	0.825	Sim
$\Delta q_t^{(4)}$	-4.794*	Não
$q_t^{(5)}$	0.825	Sim
$\Delta q_t^{(5)}$	-4.794*	Não
$q_t^{(6)}$	0.825	Sim
$\Delta q_t^{(6)}$	-4.794*	Não

Fonte: Elaboração própria

Tabela 31 – Teste Phillips Perron
Amostra: 1999/Q3 - 2015/Q2

Variáveis	Estatística t	Raiz Unitária
$q_t^{(2)}$	-0.256	Sim
$\Delta q_t^{(2)}$	-4.901	Não
$q_t^{(3)}$	0.134	Sim
$\Delta q_t^{(3)}$	-4.901*	Não
$q_t^{(4)}$	0.017	Sim
$\Delta q_t^{(4)}$	-4.758*	Não
$q_t^{(5)}$	0.017	Sim
$\Delta q_t^{(5)}$	-4.758*	Não
$q_t^{(6)}$	0.017	Sim
$\Delta q_t^{(6)}$	-4.758*	Não

Fonte: Elaboração própria

Tabela 32 – Teste Lee e Stazicich - Série em Nível
Amostra: 1999/Q3 - 2015/Q2

Variáveis	Tipo	Uma Quebra			Duas Quebras		
		Lags	Estatística t	Raiz Unitária	Lags	Estatística textitt	Raiz Unitária
$q_t^{(2)}$	Break	4	-3.1812	Sim	1	-4.2437	Sim
	Crash	1	-1.5036	Sim	1	-1.7010	Sim
$q_t^{(3)}$	Break	4	-3.1812	Sim	1	-4.2437	Sim
	Crash	1	-1.5036	Sim	1	-1.7010	Sim
$q_t^{(4)}$	Break	4	-3.2184	Sim	1	-4.1434	Sim
	Crash	1	-1.4963	Sim	1	-1.6910	Sim
$q_t^{(5)}$	Break	4	-3.2184	Sim	1	-4.1434	Sim
	Crash	1	-1.4963	Sim	1	-1.6910	Sim
$q_t^{(6)}$	Break	1	-3.2184	Sim	1	-4.1434	Sim
	Crash	1	-1.4963	Sim	1	-1.6910	Sim

Fonte: Elaboração própria

Tabela 33 – Teste Lee e Stazicich - Série em Primeira Diferença
Amostra: 1999/Q3 - 2015/Q2

Variáveis	Tipo	Uma Quebra			Duas Quebras		
		Lags	Estatística t	Raiz Unitária	Lags	Estatística textitt	Raiz Unitária
$\Delta q_t^{(2)}$	Break	1	-6.2947*	Não	1	-7.1011*	Não
	Crash	1	-5.9766*	Não	1	-6.1948*	Não
$\Delta q_t^{(3)}$	Break	1	-6.2947*	Não	1	-7.1011*	Não
	Crash	1	-5.9766*	Não	1	-6.1948*	Não
$\Delta q_t^{(4)}$	Break	1	-6.2795*	Não	1	-7.1242*	Não
	Crash	1	-5.9107*	Não	1	-6.1445*	Não
$\Delta q_t^{(5)}$	Break	1	-6.2795*	Não	1	-7.1242*	Não
	Crash	1	-5.9107*	Não	1	-6.1445*	Não
$\Delta q_t^{(6)}$	Break	1	-6.2795*	Não	1	-7.1242*	Não
	Crash	1	-5.9107*	Não	1	-6.1445*	Não

Fonte: Elaboração própria

Tabela 34 – Matriz *Companion* do Modelo (2)

0.90691	-0.57742	0.95368	-0.06905	0.22530	-0.45677	0.675570	-0.434210
1.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.000000	0.000000
0.00000	1.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.000000	0.000000
0.00000	0.00000	1.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.000000	0.000000
-0.65776	-0.20610	-1.09834	0.11871	1.13573	-0.37957	-0.298680	0.538330
0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	1.00000	0.00000	0.000000	0.000000
0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	1.00000	0.000000	0.000000
0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	1.000000	0.000000

Fonte: Elaboração própria

Tabela 35 – Matriz *Companion* do Modelo (3)

0.90691	-0.57742	0.95368	-0.06905	0.06176	-0.12521	0.185183	-0.119023
1.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.000000	0.000000
0.00000	1.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.000000	0.000000
0.00000	0.00000	1.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.000000	0.000000
-2.39960	-0.75189	-4.00689	0.43309	1.13573	-0.37957	-0.298680	0.538330
0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	1.00000	0.00000	0.000000	0.000000
0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	1.00000	0.000000	0.000000
0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	1.000000	0.000000

Fonte: Elaboração própria

Tabela 36 – Matriz *Companion* do Modelo (4)

1.02575	-0.65467	1.03408	-0.07073	0.27885	-0.54836	0.761390	-0.481830
1.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.000000	0.000000
0.00000	1.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.000000	0.000000
0.00000	0.00000	1.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.000000	0.000000
-0.84598	-0.06707	-1.24186	0.11584	1.04636	-0.23000	-0.442270	0.620400
0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	1.00000	0.00000	0.000000	0.000000
0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	1.00000	0.000000	0.000000
0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	1.000000	0.000000

Fonte: Elaboração própria

Tabela 37 – Matriz *Companion* do Modelo (5)

1.02575	-0.65467	1.03408	-0.07073	0.27296	-0.53678	0.745320	-0.471660
1.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.000000	0.000000
0.00000	1.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.000000	0.000000
0.00000	0.00000	1.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.000000	0.000000
-0.86423	-0.06851	-1.26865	0.11834	1.04636	-0.23000	-0.442270	0.620400
0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	1.00000	0.00000	0.000000	0.000000
0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	1.00000	0.000000	0.000000
0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	1.000000	0.000000

Fonte: Elaboração própria

Tabela 38 – Matriz *Companion* do Modelo (6)

1.02575	-0.65467	1.03408	-0.07073	0.07482	-0.14714	0.204301	-0.129288
1.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.000000	0.000000
0.00000	1.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.000000	0.000000
0.00000	0.00000	1.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.000000	0.000000
-3.15283	-0.24994	-4.62821	0.43171	1.04636	-0.23000	-0.442270	0.620400
0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	1.00000	0.00000	0.000000	0.000000
0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	1.00000	0.000000	0.000000
0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	1.000000	0.000000

Fonte: Elaboração própria

Tabela 39 – Teste ADF - $X'_t s$
 Amostra: 1999/Q3 - 2015/Q2

Variáveis	Estatística t	Raiz Unitária
$X'_t^{(1)}$	-0.243	Não
$X'_t^{(2)}$	0.250	Não
$X'_t^{(3)}$	0.250	Não
$X'_t^{(4)}$	0.226	Não
$X'_t^{(5)}$	0.226	Não
$X'_t^{(6)}$	0.226	Não

Fonte: Elaboração própria

Tabela 40 – Teste Phillips Perron - $X'_t s$
 Amostra: 1999/Q3 - 2015/Q2

Variáveis	Estatística t	Raiz Unitária
$X'_t^{(1)}$	-0.753	Não
$X'_t^{(2)}$	-0.399	Não
$X'_t^{(3)}$	-0.399	Não
$X'_t^{(4)}$	-0.435	Não
$X'_t^{(5)}$	-0.435	Não
$X'_t^{(6)}$	-0.435	Não

Fonte: Elaboração própria

Tabela 41 – Teste Lee e Strazicich - X'_t s

Amostra: 1999/Q3 - 2015/Q2

Variáveis	Tipo	Uma Quebra			Duas Quebras		
		Lags	Estatística t	Raiz Unitária	Lags	Estatística t	Raiz Unitária
$X'_t^{(1)}$	Break	1	-3.0935	Sim	1	-4.3816	Sim
	Crash	1	-1.5166	Sim	1	-1.7785	Sim
$X'_t^{(2)}$	Break	1	-3.0517	Sim	1	-4.3816	Sim
	Crash	1	-1.5166	Sim	1	-1.7785	Sim
$X'_t^{(3)}$	Break	4	-3.1812	Sim	1	-4.3816	Sim
	Crash	1	-1.5166	Sim	1	-1.7785	Sim
$X'_t^{(4)}$	Break	4	-3.0517	Sim	1	-4.3874	Sim
	Crash	1	-1.4996	Sim	1	-1.7562	Sim
$X'_t^{(5)}$	Break	4	-3.0517	Sim	1	-4.3874	Sim
	Crash	1	-1.4996	Sim	1	-1.7562	Sim
$X'_t^{(6)}$	Break	1	-3.0517	Sim	1	-4.3874	Sim
	Crash	1	-1.4996	Sim	1	-1.7562	Sim

Fonte: Elaboração própria

ANEXO C – Tabelas do Modelo A da Regra de Taylor

Tabela 42 – Matriz *Companion* da Regra de Taylor A1

-12.0661	-6.2246	-0.5042	-0.7338	0.3905	0.3719
1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
0.0000	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
0.3719	191.1789	91.1125	7.6690	12.6657	-6.6795
0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000	0.0000
0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000

Fonte: Elaboração própria

Tabela 43 – Matriz *Companion* da Regra de Taylor A2

-3.06076	-1.96720	-0.52568	-0.14030	0.07691	0.08901
1.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
0.00000	1.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
0.08901	55.05125	27.15910	8.04140	3.67435	-1.91646
0.00000	0.00000	0.00000	1.00000	0.00000	0.00000
0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	1.00000	0.00000

Fonte: Elaboração própria

Tabela 44 – Matriz *Companion* da Regra de Taylor A3

-12.06521	-6.21954	-0.50401	-0.73377	0.39078	0.37162
1.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
0.00000	1.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
0.37162	191.16490	91.03390	7.66570	12.66520	-6.68390
0.00000	0.00000	0.00000	1.00000	0.00000	0.00000
0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	1.00000	0.00000

Fonte: Elaboração própria

Tabela 45 – Matriz *Companion* da Regra de Taylor A4

-10.19217	-5.37587	-0.50341	-0.73014	0.38655	0.37826
1.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
0.00000	1.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
0.37826	136.01610	65.40220	6.40040	10.79030	-5.65530
0.00000	0.00000	0.00000	1.00000	0.00000	0.00000
0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	1.00000	0.00000

Fonte: Elaboração própria

ANEXO D – Tabelas do Modelo B - Regra de Taylor

Tabela 46 – Matriz *Companion* da Regra de Taylor B1

-9.82950	-4.67154	-0.41385	-0.58334	0.34948	0.28142
1.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
0.00000	1.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
0.28142	157.18460	67.55380	6.29190	10.37880	-6.05360
0.00000	0.00000	0.00000	1.00000	0.00000	0.00000
0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	1.00000	0.00000

Fonte: Elaboração própria

Tabela 47 – Matriz *Companion* da Regra de Taylor B2

0.19626	1.18424	-0.29579	0.04500	0.06153	-0.09958
1.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
0.00000	1.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
-0.09958	4.77093	-21.53726	4.52710	0.81808	-1.68647
0.00000	0.00000	0.00000	1.00000	0.00000	0.00000
0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	1.00000	0.00000

Fonte: Elaboração própria

Tabela 48 – Matriz *Companion* da Regra de Taylor B3

-9.83206	-4.67528	-0.41349	-0.58352	0.34943	0.28172
1.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
0.00000	1.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
0.28172	157.22350	67.60880	6.28660	10.38150	-6.05290
0.00000	0.00000	0.00000	1.00000	0.00000	0.00000
0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	1.00000	0.00000

Fonte: Elaboração própria

Tabela 49 – Matriz *Companion* da Regra de Taylor B4

-7.74930	-3.27449	-0.42280	-0.53615	0.36297	0.22518
1.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
0.00000	1.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
0.22518	104.97935	38.77719	5.36989	8.32546	-5.35079
0.00000	0.00000	0.00000	1.00000	0.00000	0.00000
0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	1.00000	0.00000

Fonte: Elaboração própria