

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA E RELAÇÕES INTERNACIONAIS**

CATHERINE PRASS DOS SANTOS

**MODELOS PARA A DETERMINAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO: UMA ANÁLISE
TEÓRICA E EMPÍRICA**

Porto Alegre

2017

CATHERINE PRASS DOS SANTOS

**MODELOS PARA A DETERMINAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO: UMA ANÁLISE
TEÓRICA E EMPÍRICA**

Trabalho de conclusão submetido ao Curso de Graduação em Ciências Econômicas da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como requisito parcial para obtenção do título Bacharel em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Ronald Otto Hillbrecht

Porto Alegre

2017

CIP - Catalogação na Publicação

Santos, Catherine Prass dos
Modelos para a determinação da taxa de câmbio: uma
análise teórica e empírica / Catherine Prass dos
Santos. -- 2017.
66 f.

Orientador: Ronald Otto Hillbrecht.

Trabalho de conclusão de curso (Graduação) --
Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Faculdade
de Ciências Econômicas, Curso de Ciências Econômicas,
Porto Alegre, BR-RS, 2017.

1. Taxa de câmbio. 2. Modelos de previsão da taxa
de câmbio. 3. Política monetária. I. Hillbrecht,
Ronald Otto , orient. II. Título.

CATHERINE PRASS DOS SANTOS

**MODELOS PARA A DETERMINAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO: UMA ANÁLISE
TEÓRICA E EMPÍRICA**

Trabalho de conclusão submetido ao Curso de Graduação em Ciências Econômicas da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como requisito parcial para obtenção do título Bacharel em Economia.

Aprovado em: Porto Alegre, _____ de _____ de 2017.

BANCA EXAMINADORA:

Prof. Dr. Ronald Otto Hillbrecht (Orientador)

UFRGS

Prof. Dr. Sabino da Silva Pôrto Júnior

UFRGS

Prof. Dr. Hudson da Silva Torrent

UFRGS

Ao meu avô, vô Aldino.

AGRADECIMENTOS

À minha família, pelos valores a mim ensinados que oportunizaram a conclusão deste trabalho e deste curso de Ciências Econômicas. Especialmente aos meus pais, pelo seu amor incondicional e apoio em todos os momentos.

Ao meu namorado pela paciência e compreensão.

Aos meus professores, por todo o ensinamento dado. Em especial, àqueles que auxiliaram na elaboração deste trabalho.

RESUMO

Este trabalho investiga alguns modelos de determinação da taxa de câmbio por meio de uma análise teórica e empírica aplicado ao caso da taxa de câmbio nominal brasileira para um período selecionado após a adoção de taxas de câmbio flutuantes durante o Plano Real no Brasil. Identifica-se e explica-se os principais modelos monetários de determinação de câmbio propostos pela literatura econômica buscando investigar se algum modelo se aplica à taxa de câmbio nominal brasileira. Realizou-se, inicialmente, uma análise da conjuntura econômica do Brasil após a adoção do Plano Real, bem como expôs-se as características do mercado cambial brasileiro. Em seguida estudou-se os principais modelos monetários acerca da determinação da taxa de câmbio. Por fim, buscou-se estimar pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários o modelo da paridade das taxas de juros a descoberto a fim de analisar a sua validade para a determinação da taxa de câmbio brasileira. Os resultados obtidos corroboram com a literatura de que esta paridade não é válida, ou seja, que o diferencial das taxas de juros internas e externas não é um bom modelo para determinação da taxa de câmbio nominal. Por fim, testou-se a característica da série de câmbio nominal possuir raiz unitária, aceitando-se, portanto, como conclusão, a hipótese da taxa de câmbio brasileira seguir um passeio aleatório.

Palavras-chave: Taxa de câmbio. Modelos de previsão da taxa de câmbio. Política monetária.

ABSTRACT

This paper investigates some exchange rate determination models through a theoretical and empirical analysis applied to the Brazilian nominal exchange rate case for a selected period after an adoption of floating exchange rates during the Real Plan in Brazil. It aims to identify and explain the main monetary exchange rate determination models proposed by the economic literature in order to investigate if any model fits the Brazilian nominal exchange rate. An analysis of Brazil's economic situation was carried out after the adoption of the Real Plan, as well as the characteristics of the Brazilian exchange rate market. It follows a study of monetary standards on the determination of exchange rates. Finally, it was tried to estimate through an OLS model the uncovered interest parity model in order to analyze its validity for the Brazilian exchange rate case. The results indicates that this parity is not valid what corroborate with the economic literature. It means that the differential of the internal and external interest rates is not a good model to determine the nominal exchange rate. Finally, it was tested that the nominal exchange series has unit root, accepting the hypothesis that the Brazilian exchange rate follows a random walk.

Keywords: Exchange rate. Exchange rate determination models. Monetary policy.

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 -Trajetória da taxa de juros (SELIC meta)	16
Gráfico 2 -Taxa de variação anual do PIB	17
Gráfico 3 -Trajetória da taxa de câmbio nominal diária US\$ (PTAX 800 venda).....	18
Gráfico 4 - Taxa SELIC x Fed Funds.....	20
Gráfico 5 - Primeira diferença do logaritmo do câmbio nominal.....	49
Gráfico 6 - Primeira diferença do diferencial de juros	49
Gráfico 7 - Correlograma dos resíduos do modelo B).....	56

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - Esquema da abordagem monetária de diferencial da taxa de juros	32
Figura 2 - Esquema da abordagem monetária para determinação da taxa de câmbio.....	33
Figura 3 - Trajetórias temporais das variáveis econômicas domésticas após um aumento permanente da oferta de moeda	39

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Testes ADF aumentado das variáveis em nível (teste com constante).....	48
Tabela 2 - Teste ADF aumentado para resíduo da regressão das variáveis l_Cambio e DifJuros	48
Tabela 3 - Dados da regressão do modelo A).....	50
Tabela 4 - Teste de White para o modelo A).....	52
Tabela 5 - Dados da regressão do modelo B).....	53
Tabela 6 - Teste ADF Aumentado para l_Cambio	55

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

BPA	<i>Balance portfolio approach</i>
BC	Bancos Centrais
BCB	Banco Central do Brasil
CAMA	<i>Current account monetarist approach</i>
CIP	<i>Covered interest rate parity</i>
COPOM	Comitê de Políticas Monetárias do Banco Central do Brasil
CMN	Conselho Monetário Nacional
DEPEC	Departamento Econômico do Banco Central
EQM	Erro quadrático médio
FMI	Fundo Monetário Internacional
IPCA	Índice de Preços ao Consumidor Amplo
KAMA	<i>Capital account monetarist approach</i>
LOP	<i>Law of one price</i>
MABP	<i>Monetary approach to the balance of payments</i>
MCTL	Mercado cambial de taxas livres
MCTF	Mercado cambial de taxas flutuantes
MQO	Mínimos quadrados ordinários
PIB	Produto interno bruto
PPP	<i>Purchasing power parity</i>
SELIC	Sistema Especial de Liquidação e Custódia
SISBACEN	Sistema Integrado de Registros de Operações de Câmbio do Banco Central
UIP	<i>Uncovered interest rate parity</i>

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	11
2 O MERCADO CAMBIAL	13
2.1 SISTEMA MONETÁRIO INTERNACIONAL	13
2.2 O PLANO REAL	14
2.3 MERCADO CAMBIAL BRASILEIRO	21
2.4 CONSIDERAÇÕES FINAIS AO CAPÍTULO.....	23
3 MODELOS DE DETERMINAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO	24
3.1 MODELO DE DETERMINAÇÃO DE CÂMBIO PELA PARIDADE DO PODER DE COMPRA (PPP).....	25
3.2 MODELO MONETÁRIO BÁSICO	27
3.3 MODELO DA DETERMINAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO PELA PARIDADE DA TAXA DE JUROS A DESCOBERTO (UIP)	28
3.4 MODELO DA DETERMINAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO PELA PARIDADE DA TAXA DE JUROS COBERTA (CIP).....	30
3.5 MODELO DE DETERMINAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO PELA ABORDAGEM MONETÁRIA DO BALANÇO DE PAGAMENTOS (MABP)	32
3.5.1 Modelo de determinação da taxa de câmbio pela abordagem da Conta Corrente (CAMA)	34
3.5.2 Modelo de determinação da taxa de câmbio pela abordagem da Conta de Financeira (KAMA)	35
3.5.2.1 Modelo de determinação da taxa de câmbio pela abordagem monetária de preços flexíveis (FPMA).....	36
3.5.2.2 Modelo de determinação da taxa de câmbio pela abordagem monetária de preços rígidos (SPMA)	37
3.6 PASSEIO ALEATÓRIO	41
3.7 CONSIDERAÇÕES FINAIS AO CAPÍTULO.....	42
4 ANÁLISE EMPÍRICA DE MODELO PARA DETERMINAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO	43
4.1 METODOLOGIA.....	44
4.2 MODELO UTILIZADO.....	44
4.3 VARIÁVEIS UTILIZADAS	46
4.4 RESULTADOS OBTIDOS	47
4.4.1 Estimação	50
4.5 CÂMBIO COMO PASSEIO ALEATÓRIO	54
4.6 CONSIDERAÇÕES FINAIS AO CAPÍTULO.....	56
5 CONSIDERAÇÕES FINAIS	58
REFERÊNCIAS	60

1 INTRODUÇÃO

A taxa de câmbio é uma variável importante para as economias mundiais. Podendo ser fixa ou flutuante, a taxa de câmbio é o preço de uma moeda estrangeira em termos da moeda doméstica. O mercado cambial, que se realiza através das diversas moedas existentes no planeta, ampara as transações correntes (importações e exportações), financeiras ou de capital entre as economias mundiais. Para Frankel (2005),

The foreign exchange market is where foreign currency – e.g., the yen or euro or pound – is traded for domestic currency – e.g., the U.S. dollar. It is not a centralized location, but a decentralized network, that is nevertheless highly integrated, via modern information and telecommunications technology (FRANKEL, 2005, p1).

A discussão acerca da determinação da taxa de câmbio tornou-se mais expoente a partir dos anos 1970 com o final do sistema de taxas fixas, com o fim do Acordo de Bretton Woods, momento no qual a flutuação das taxas de câmbio mostrava-se uma saída para conflitos entre os equilíbrios internos e externos das economias - que normalmente surgiam sob taxas de câmbio fixo (KRUGMAN e OBSTFELD, 2010). A partir de então, quando as taxas de câmbio passaram a flutuar, novas abordagens monetárias foram escritas sobre a sua determinação. Há modelos simples e claros, como o da paridade do poder de compra (PPP) e há também modelos mais sofisticados como o modelo monetário de preços rígidos (SPMA) proposto por Rudiger Dornbusch.

Conforme apresentar-se-á, são diversas variáveis econômicas utilizadas por modelos econômicos para prever a taxa de câmbio, como nível de preços, PIB, taxas de juros, oferta monetária entre outras. No entanto, o que se impõe são variantes nos modelos para o curto e longo prazo. De uma maneira geral, é compreensível que fundamentos macroeconômicos possam determinar a taxa de câmbio no longo prazo e isso é aceito pelos economistas. Já no curto prazo a explicação para a variação do câmbio torna-se difícil de se explicar, até mesmo após uma variação muito brusca, como no caso brasileiro que o real já chegou a desvalorizar-se mais de 8% apenas em um dia. Conforme Frankel (2005), geralmente as variações de curto prazo na taxa de câmbio são vistas como um passeio aleatório, implicando que um aumento futuro é igualmente provável a uma queda futura da taxa de câmbio.

Adicionalmente, o artigo seminal de Meese e Rogoff (1983) levanta uma série de evidências de que a taxa de câmbio segue um simples passeio aleatório e encontra que um modelo de passeio aleatório prevê as taxas de câmbio tão bem quanto os modelos estruturais apresentados pelos autores no trabalho.

Diante disto, o presente trabalho irá trazer um breve histórico da economia brasileira no período pós-implementação do Plano Real em 1994, como também apresentar-se-á os principais modelos acerca da determinação da taxa de câmbio visando posteriormente verificar a validade de um modelo que se encaixasse bem para o caso da taxa de câmbio brasileira. A opção pela análise empírica para dados a partir de 2001 decorreu-se por ser o um período após a adoção pelo Banco Central do Brasil do regime de taxa de câmbio flutuante, em janeiro de 1999.

Para isso, após esta introdução, no segundo capítulo fez-se uma análise da estrutura do mercado cambial no Brasil e no mundo acrescido de uma revisão da economia brasileira desde a implementação do Plano Real- marco para a estabilização econômica do Brasil. Posteriormente efetuou-se uma breve análise do mercado cambial especificamente brasileiro.

No terceiro capítulo realizou-se uma revisão teórica dos principais modelos de determinação de câmbio já desenvolvidos na literatura econômica com objetivo de amparar teoricamente o modelo que fora testado e apresentado no quarto capítulo.

O capítulo quarto trata da estimação dos modelos para a previsão da taxa de câmbio. Explicou-se o modelo, a metodologia, bem como as variáveis utilizadas. O modelo estimado foi o da paridade da taxa de juros a descoberto, a UIP. Testou-se também a presença de raiz unitária na série da taxa de câmbio.

Por fim, no quinto capítulo encontram-se as considerações finais relativas a este trabalho.

2 O MERCADO CAMBIAL

A economia mundial passou por grandes mudanças estruturais desde o ano 1973 e no Brasil não foi diferente. A taxa de câmbio foi e tem sido para a economia mundial uma variável importante para a condução das políticas econômicas e de acordos entre os países. No Brasil, a taxa de câmbio foi uma variável chave na condução da política econômica principalmente durante a década de 1990 com a adoção do Plano Real.

Neste capítulo efetuar-se-á uma breve análise sobre o sistema monetário internacional – visando estabelecer uma visão global dos regimes de câmbio adotados mundialmente no último século. Em seguida, far-se-á uma análise da adoção do Plano Real no Brasil – marco para que possamos estudar a atual estrutura econômica do país e compreender as variações na taxa de câmbio. As características do mercado cambial brasileiro também são expostas e, por fim, serão levantadas as considerações finais sobre o capítulo.

2.1 SISTEMA MONETÁRIO INTERNACIONAL

Conforme Krugman e Obstfeld (2010), os formuladores de políticas econômicas para países com economias abertas são motivados por dois principais objetivos: manter o equilíbrio interno – quando os recursos do país estão plenamente empregados e há estabilidade do nível de preços – e a manutenção do equilíbrio externo – que, em geral, ocorre quando há equilíbrio nas transações correntes.

Sob este aspecto, visando manter estes equilíbrios, é importante estudar o modelo padrão que vigorou entre 1870 e 1914 e que orientava as políticas monetárias das economias. Sob o padrão ouro, os bancos centrais responsabilizavam-se em preservar a paridade oficial de sua moeda com o ouro e, para isso, precisavam manter um estoque suficiente em moedas de ouro. Durante a Primeira Guerra Mundial, o sistema do padrão ouro foi suspenso já que a maioria dos países financiaram seus gastos militares por meio da emissão de moeda. No entanto, logo após o fim da Primeira Guerra, em 1919, os Estados Unidos o retomaram. Em 1922, outros países importantes também retomaram o padrão ouro¹.

Posto isso, o padrão ouro foi retomado no período anterior à Segunda Guerra Mundial, porém nos anos que sucederam a economia mundial deparou-se com a Grande Depressão

¹ Em conferência em Gênova, Itália, Grã-Bretanha, França e Japão firmaram um acordo de retorno do padrão ouro e cooperação de bancos centrais (KRUGMAN e OBSTFELD, 2010).

no final da década de 1930, momento no qual o padrão ouro não funcionava mais e quando a integração econômica internacional ficou enfraquecida (KRUGMAN e OBSTFELD, 2010). Mudança veio a ocorrer em julho de 1944 quando representantes de 44 países assinaram os Artigos de Acordo do Fundo Monetário Internacional na cidade de Bretton Woods – conhecido como o acordo de Bretton Woods. O sistema elaborado pelo acordo exigia a adoção de taxas fixas de câmbio em relação ao dólar norte-americano e um preço fixo do ouro em dólares².

Desde o final da década de 1960 o sistema de taxas fixas de câmbio de Bretton Woods começou a demonstrar fraquezas. Com os choques do petróleo verificados durante a década de 1970 (primeiro em 1973 e segunda em 1979), houve o enfraquecimento do acordo e a discussão sobre as taxas flutuantes de câmbio ganharam força. A partir de 1973, países industrializados permitiram a flutuação de suas taxas de câmbio, uma saída para os conflitos entre equilíbrio interno e externo que surgiam sob taxas de câmbio rígidas (KRUGMAN e OBSTFELD, 2010).

Carvalho (2012) explica que tanto o regime de câmbio fixo quanto o regime de câmbio flutuante têm vantagens e desvantagens: uma vantagem do regime de câmbio fixo é que o investidor não se preocupa com o risco de a taxa de câmbio variar, ao passo que no regime de câmbio flutuante o investidor pode se deparar com fortes variações na taxa de câmbio (volatilidade) para baixo (apreciação) ou para cima (depreciação). Cabe aqui ressaltar que em regimes de câmbio flutuante – regime que embasa o presente estudo – trata-se como apreciação da taxa de câmbio quando uma moeda doméstica se torna mais barata em termos da moeda estrangeira. Já no caso de uma depreciação ocorre o contrário - a moeda doméstica passa a valer menos.

2.2 O PLANO REAL

Os anos 1990 iniciaram-se ainda sob os efeitos da década de 1980, refletindo a adoção pouco exitosa de vários planos econômicos que falharam. Já na última década do milênio, em março de 1990, assumiu a presidência da República Fernando Collor de Mello sob uma conjuntura de hiperinflação que atingia 81% ao mês. Posteriormente a sua posse, o governo propôs um plano anti-inflacionário que contou com várias medidas, a saber: congelamento inicial de preços e salários, liberação do câmbio em conjunto com outras medidas para a abertura gradual da economia brasileira, entre outras. Sucederam-se a essas medidas outros dois

² O valor da onça de ouro ficou estabelecido em US\$ 35.

planos econômicos, como o Plano Collor I (1990) e II (1991). Dois outros planos foram introduzidos entre 1991 e 1993, mas também sem êxito.

Em outubro de 1992 ocorreu a renúncia do Presidente Fernando Collor e, no seu lugar assumiu Itamar Franco para um governo curto. No ano de 1994, sob a presidência da república de Fernando Henrique Cardoso, um novo plano econômico foi implementado com o objetivo de conter a inflação, que era alta e insistente: apresentou-se, então, o Plano Real.

Para Fligenspan (2010), a implantação do plano no ano de 1994 teve três fases: i) a redução dos gastos do governo – que para conter o aumento do déficit nas contas do governo, voltou-se um pacote de medidas que visavam cortar 20% dos gastos vinculados além de aumentar as receitas com impostos; ii) implementação de uma Unidade Real de Valor (URV), que tinha seu valor vinculado ao dólar – mas que de fato não foi bem utilizada pois nem todos os preços sofreram a conversão durante seus quatro meses de vigência e o empresariado não aderiu pois era corrigida pela inflação passada, o que poderia gerar mais inflação; iii) conversão do cruzeiro real (moeda corrente) em para o real, seguindo a paridade de Cr\$ 2.750,00 por R\$ 1,00 – além de se estabelecer a paridade máxima entre o real e dólar de R\$ 1,00 = US\$ 1,00. Aqui que se inicia de fato nosso estudo: há uma paridade, que não era fixa, mas que o Banco Central Brasileiro garantia a troca da nova moeda brasileira – o real – pela moeda norte-americana - o dólar – a uma taxa de 1/1.

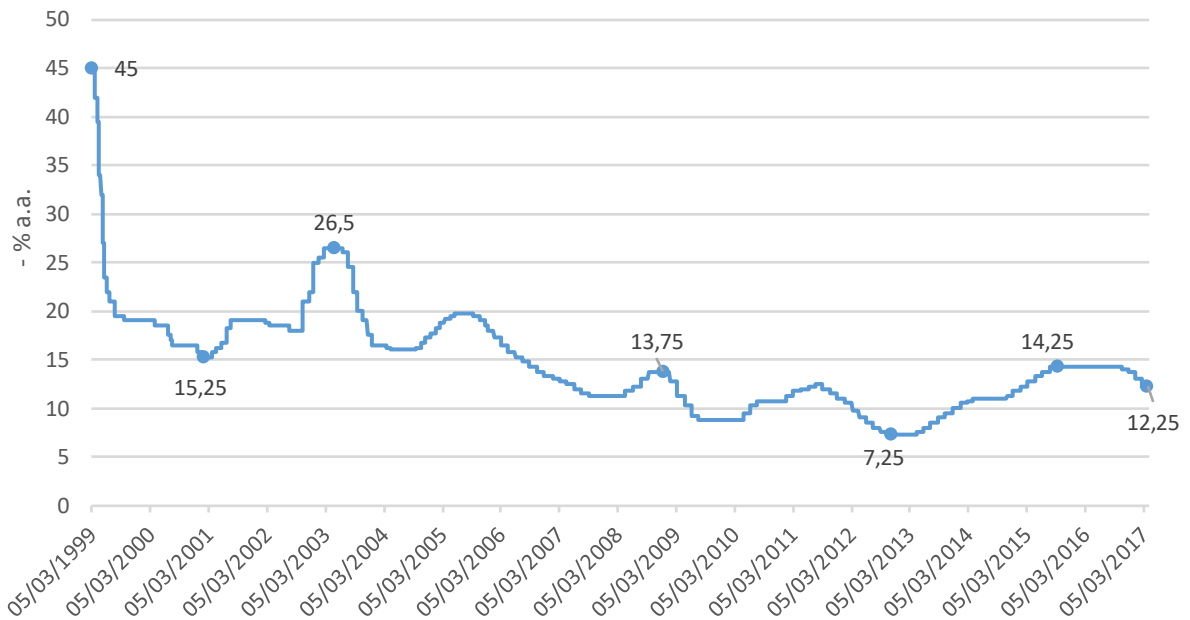
A âncora cambial, base do plano real, veio para balizar os preços brasileiros pois com câmbio valorizado os produtos importados tornavam-se mais competitivos e podiam conter o aumento dos preços dos produtos nacionais. O consumo de bens importados cresceu não só porque o dólar estava sendo mantido em um patamar depreciado mas também pela grande quantidade de produtos importados que entravam no país para conter o consumo (que vinha sendo reprimido há bastante tempo, mas que com a nova moeda arrancou em um ritmo acelerado pelo aumento do poder de compra).

O aumento das importações acabou gerando déficits comerciais pois o país acabava comprando mais do exterior do que exportando. Durante o ano de 1994, principalmente no último trimestre, a conta de transações correntes apresentava elevados déficits, na casa dos US\$ 5 bilhões. O financiamento dos desequilíbrios nesta conta levou ao país recorrer a financiamentos externo por meio da atração de capitais estrangeiros. Por conseguinte, verificou-se um aumento considerável no volume de reservas internacionais no país, estas que passaram a dar credibilidade ao novo plano.

No final do ano de 1994, verificou-se a elevação das taxa de juros brasileira e já no início de março de 1995 o governo agiu ao introduzir o sistema de bandas cambiais para evitar os ataques especulativos contra a moeda, além da possível fuga de capitais (FLIGENSPAN, 2010).

A partir de maio de 1995, apesar das dificuldades econômicas que o país enfrentava, a situação passou a ficar mais favorável: a produção física brasileira ia se recuperando e a taxa de juros passou a cair gradualmente. Conjuntamente, a taxa de juros básica mensal (Over/SELIC) nominal, que chegou a atingir mais de 60% no início de 1995, foi sendo reduzida gradualmente até outubro de 1997 - quando o mundo se deparou com a crise asiática.

Gráfico 1 -Trajetória da taxa de juros (SELIC meta)

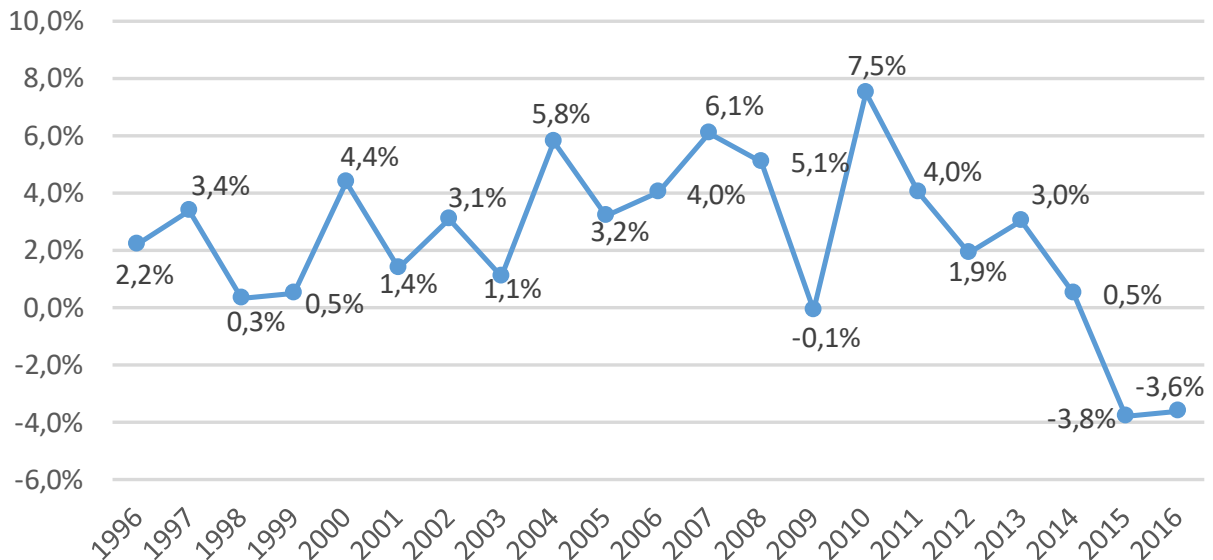


Fonte: Elaborado pela autora. Dados BCB (Copom).

Apesar do baixo crescimento do PIB no ano de 1996, o ano seguinte iniciou-se apresentando uma breve recuperação. No entanto, a partir da segunda metade do ano de 1997 a crise asiática, iniciada na Tailândia, causou temores sobre a economia global. Vários países asiáticos com alto grau de integração das suas economias, moedas sobrevalorizadas e déficit em conta corrente acabaram por entrar na crise. Com a crise, tiveram suas moedas desvalorizadas e grandes perdas nos seus mercados acionários. O medo de que essa crise e a fuga de capitais ocorresse em outros países em desenvolvimento era visível e que acabou por atingir ao Brasil também. Investidores, em busca de retomar sua liquidez, retiraram seus investimentos do Brasil temendo que a crise se alastrasse pelos países em desenvolvimento. A

saída destes investidores caracterizou-se, em parte, pela saída dos capitais especulativos e consequente saída de moeda do país. Neste momento, o governo não contava com muitas reservas, e para conseguir fornecer esses recursos, seria necessária efetuar uma desvalorização no câmbio para que se pudesse honrar com os investimentos.

Gráfico 2 - Taxa de variação anual do PIB



Fonte: Elaborado pela autora. Dados IBGE.

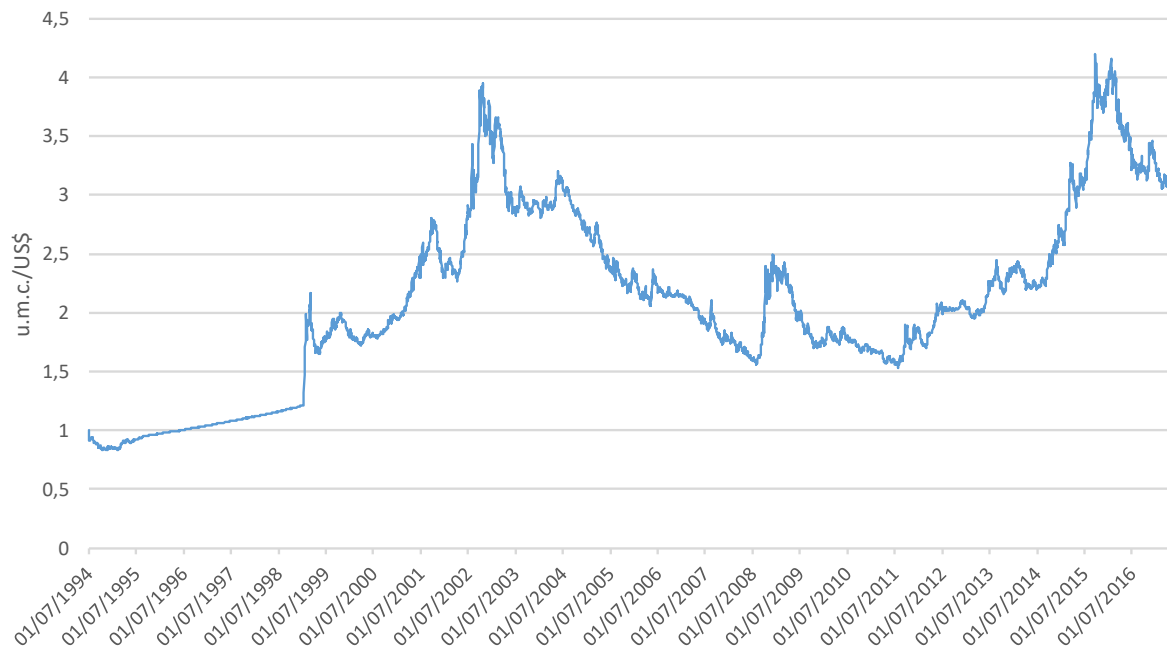
Não o suficientemente trágico para a história da âncora cambial, houve a necessidade de mais uma vez elevar taxa de juros, que vinha há 4 anos em decréscimo. Além disso, a consequente queda nas importações do país e um grande declínio na produção industrial.

No início de 1999 a situação se agravava, a credibilidade do país caía e o mercado passava a entender a necessidade de uma desvalorização da moeda. Aqui temos um ponto importante na história cambial do Real: essa desvalorização foi praticamente imposta pelo mercado e não administrada pelos agentes do governo. Neste momento, o acordo com o FMI perdia validade pois ele “limitava a margem de intervenção do Banco Central em defesa da política cambial” (AVENBURG E GIANBIAGI, 2000, p16). A desvalorização da moeda ocorreu e junto a ela veio a perda repentina de divisas - chegando a atingir a ordem de US\$ 1 bilhão por dia. Um sistema de bandas (que permitia desvalorização de 9% do câmbio) foi implementado, mas sem êxito. Então, a partir do dia 15 de janeiro de 1999, o Banco Central do Brasil deixou o câmbio flutuar no Brasil, o que ocasionou um *overshooting*³ da taxa de câmbio.

³ Cabe ressaltar aqui que o termo *overshooting* se refere apenas a ideia de uma elevação brusca da taxa de câmbio.

Assim, a âncora cambial ruiu quando o Banco Central se viu incapacitado de sustentá-la por conta da queda das reservas cambiais. Quando o modelo de âncora cambial foi abandonado, o governo propôs o que veio a ser conhecido como “metas de inflação”, que será abordado a seguir.

Gráfico 3 -Trajetória da taxa de câmbio nominal diária US\$ (PTAX 800 venda)



Fonte: Elaborado pela autora. Dados IBGE.

O que se verificou após a desvalorização do Real foram resultados satisfatórios sobre inflação que se mantinha relativamente baixa, com resultados próximos de 9% no ano de 1999 – o que ia de encontro com o esperado, por conta da desvalorização do câmbio-, e o PIB que apresentou leve crescimento no ano de 1999.

Desta forma, tem-se que o ano de 1999 foi um ano satisfatório para a economia brasileira e de grandes mudanças. A inflação permanecia controlada, o nível de atividade se recuperou, o resultado fiscal estava de acordo com a meta estabelecida com o FMI em 1998 (que era de um superávit primário 3,10% do PIB). No entanto, com a desvalorização cambial as importações tornaram-se mais caras e as exportações tornaram-se mais competitivas.

Em junho de 1999, um novo regime de política econômica foi proposto, deixando então de ser a taxa de câmbio a variável chave de controle da inflação e passando a ser a taxa de juros a variável de controle. Assim, o Conselho Monetário Nacional estabelece metas da inflação do país para os dois anos seguintes. Este regime baseia-se principalmente em 3 pilares, a saber:

contenção de gastos do governo para não gerar inflação, adoção de metas de inflação e livre flutuação do câmbio. Estes seriam obtidos principalmente pela manutenção da taxa básica de juros estabelecida pelo Banco Central.

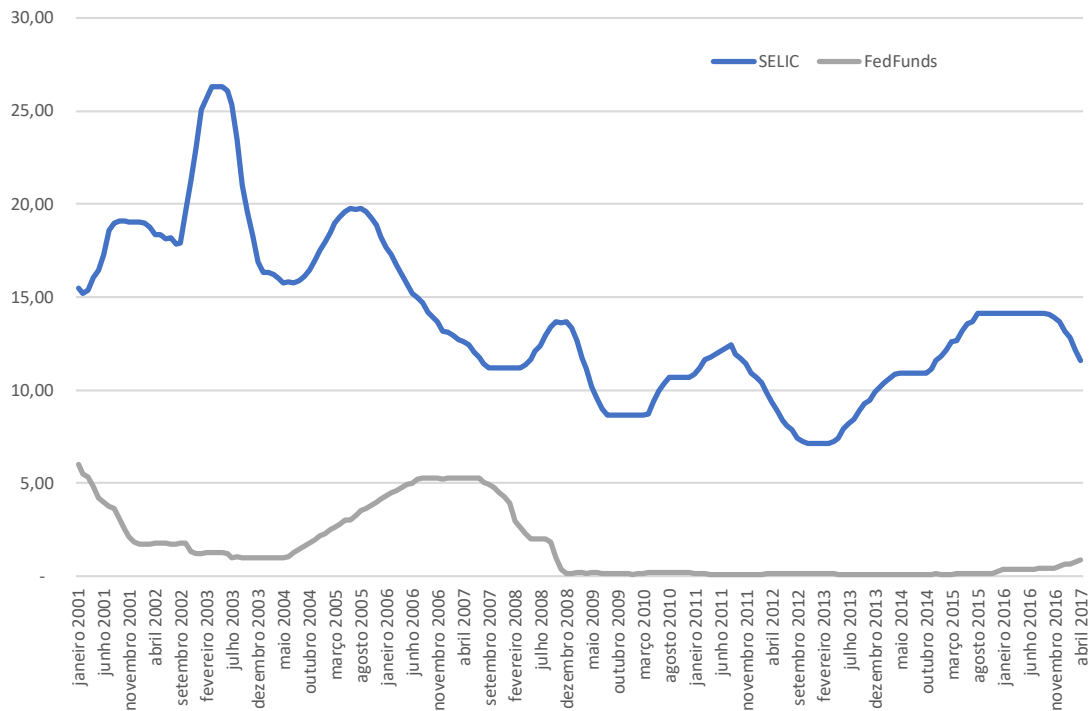
Diante desse novo sistema o segundo mandato de FHC teve ares mais tranquilos com resultados mais satisfatórios do PIB e com a inflação controlada. Já virado o milênio, o ano de 2001 voltou a ser tenso não só por problemas internos como o racionamento de energia, mas também por questões internacionais como o “estouro da bolha” da Bolsa de Nova York além dos atentados terroristas em setembro nos EUA. Nos Estados Unidos, neste período houve uma forte e rápida queda nas taxas de juros americanas (Fed Funds) e uma drástica queda na produção industrial.

Já em 2002 houve eleições presidenciais no Brasil quando Luis Inácio Lula da Silva, do Partido dos Trabalhadores, ganhou as eleições. Foi um momento de grande tensão para o mercado cambial brasileiro por conta da percepção de risco que os mercados atribuíam a um possível governo Lula. No ano de 2002, no período pré-eleição, o dólar chegou quase aos R\$ 4. Em poucos meses, observou-se também um rápido aumento da taxa de juros SELIC, de 18% a.a. para 26,5% a.a. com o objetivo de conter a inflação que estava bem acima da meta.

Em setembro de 2003 observou-se a reversão desta tendência e a taxa básica de juros iniciou uma trajetória de queda. Na época, observou-se este fato como decorrência da convergência das expectativas de inflação do mercado para a meta do BCB e a redução da volatilidade cambial em virtude de superávits comerciais, por exemplo. O controle da inflação estimularia a retomada do crescimento do país no final daquele mesmo ano.

Durante o segundo mandato de Lula, que foi de 2007 a 2010, houveram alguns bons resultados para a população brasileira como efeito da maior redistribuição de renda e da valorização do salário mínimo. Neste período observou-se também uma política monetária expansionista com queda da taxa de juros SELIC. Já no panorama externo, nos Estados Unidos, observou-se uma política contracionista com aumentos das taxas de juros americanas, de 0,75% a.a. para 5,25% a.a. Combinando o aumento dos Fed Funds com a queda da SELIC no mesmo período, verificou-se um forte impacto sobre a taxa de câmbio com apreciação do real frente ao dólar (no período de 2002 a 2007 houve uma queda de próxima de R\$ 3,80 para 1,80).

Gráfico 4 - Taxa SELIC x Fed Funds



Fonte: Elaborado pela autora. Dados BCB e Federal Reserve.

Em 2008 o mundo deparou-se com mais uma crise econômica que se alastrou pela maioria das economias mundiais com a quebra de bancos importantes para o sistema financeiro internacional. No entanto, apesar de o presidente brasileiro não aceitar que essa crise se refletiria no Brasil, ela acabou por deixar sua marca também aqui: houve uma desaceleração no ritmo de crescimento, que chegou a se traduzir até em taxas de crescimento negativo no ano de 2009.

O incentivo ao consumo nas classes mais baixas continuou nos anos que se seguiram com a expansão do mercado de trabalho formal e com os avanços dos processos de redistribuição de renda. Com isso, em 2010, o Partido dos Trabalhadores manteve-se no governo ao eleger a candidata Dilma Rousseff que já havia sido ministra da Casa Civil, além de ter ocupado cargos em empresas públicas como na Petrobras.

O primeiro mandato de Dilma iniciou com sinais de desaceleração da economia, com o PIB crescendo bem menos que o esperado. Em 2013, iniciaram-se as pedaladas fiscais (que resumidamente pode ser descrito como uma prática do Tesouro Nacional de atrasar os repasses de dinheiro para bancos e autarquias) e que viriam a responsabilizar a presidente da República e causar seu impeachment, em 2016.

Em 2016, com o impeachment de Dilma Rousseff, assumiu em seu lugar o seu vice-presidente, Michel Temer. Em fevereiro deste ano, diante das incertezas do país, a taxa de câmbio atingiu um nível recorde de R\$ 4,0318 e apresentou muita volatilidade nestes primeiros meses do ano. Após o impeachment, o mercado voltou a ter mais confiança na nova equipe política e a taxa de câmbio recuou chegando próximo dos R\$ 3,20 durante os primeiros meses do ano de 2017. Quanto à taxa de básica de juros, o Banco Central do Brasil vem agindo no corte, e após três anos e meio de altas ou manutenções (desde abril de 2013) passou a ter cortes consecutivos, desde outubro de 2016, atingindo os 11,00% a.a. em abril de 2017.

2.3 MERCADO CAMBIAL BRASILEIRO

Tendo em mente a história do Plano Real e a política econômica adotada durante estes 23 anos, analisar-se-á agora o mercado cambial brasileiro na sua essência. Busca-se compreender melhor o seu funcionamento e seus participantes. Com efeito,

O mercado de câmbio é aquele no qual se negociam, contratam e liquidam operações de compra e venda de moedas estrangeiras entre agentes autorizados pelo Banco Central do Brasil, que também exerce a regulamentação e a fiscalização desse mercado, além da execução da política cambial do País (BM&FBOVESPA, 2010, p.2).

O mercado de câmbio brasileiro é caracterizado, segundo Araújo (2004), por possuir dois segmentos: o Mercado de Câmbio de Taxas Flutuantes (MCTF), criado pela Resolução 1.552 de 21/12/88, em que operam instituições autorizadas a se credenciar como bancos, sociedades corretoras, sociedades distribuidoras de títulos de valores mobiliários, as sociedades de crédito, financiamento e investimento, as agências de turismo e os meios de hospedagem e turismo. E há também o segmento de Mercado de Câmbio de Taxas Livres (MCTL), ou mercado de câmbio comercial, onde ocorrem as operações comerciais de importação e exportação e que estão sujeitas a registros declaratórios no Banco Central (SISBACEN), além das operações governamentais, marcas e patentes. É importante ressaltar que, de acordo com Toffoli (2006), o Conselho Monetário Nacional (CMN) unificou as posições de câmbio dos mercados de taxas livres (MCTL) e flutuantes (MCTF) através da Resolução 2588 de 1999.

As operações de câmbio podem ser conduzidas tanto no mercado à vista quanto no mercado futuro. No mercado à vista, as operações são liquidadas em até D+2, ou seja, em até dois dias úteis após o fechamento da operação de câmbio. Operações que têm liquidações após o terceiro dia já são consideradas operações no mercado de câmbio a termo e, geralmente são

efetuadas para evitar riscos nas flutuações de taxas cambiais. No entanto, há também o mercado de derivativos que serve de *hedge* para os agentes no mercado que utilizam destes instrumentos a fim de evitarem flutuações cambiais.

No mercado de câmbio brasileiro podemos identificar 7 tipos de contratos de câmbio, a saber: contratos de exportação e importação, de transferências do/para o exterior (chamados de financeiro compra ou financeiro venda), de operações de câmbio entre instituições, entre departamentos e de arbitragens. Existem também os contratos de alterações de contratos de câmbio e de cancelamento dos mesmos. No entanto, sabendo da existência desses contratos é importante notar que se compra e se vende divisas dependendo da “ponta” em que o agente está operando. Conforme mencionado acima, um exportador precisa trocar os dólares recebidos pela mercadoria exportada e, portanto, vai a um banco comercial realizar essa troca e para isso, as duas partes firmam um contrato de câmbio de Exportação registrado no Banco Central. Ao tratarmos dessa questão de troca da moeda, vem à tona o conceito de aceitabilidade de uma moeda, definido por Toffoli (2006, p.18) como “a capacidade que tem a moeda de ser aceita por todos os que têm valores a receber”, o que leva o autor a concluir que a nossa moeda, o real, é inconversível já que ele não tem aceitação internacional. Para comprovar isso, completa que a “[...]moeda conversível, também chamada de moeda forte, diz respeito a sua aceitação irrestrita por outros países, em qualquer mercado[...].” (TOFFOLI, 2006, p.19). Sendo assim, o real não é conversível em todas as moedas, sendo necessária, portanto, sua conversão para dólares - que é uma moeda forte- e posteriormente arbitrada para outra moeda, se necessário.

Pode-se citar 3 motivos pelos quais ocorrem as operações no mercado cambial, a saber: arbitragem, especulação e *hedge*. A arbitragem ocorre quando surge a possibilidade de se operar com diferença de preços: quando um banco compra de um exportador a moeda por um preço inferior e a vende consecutivamente no mercado interbancário por um preço superior. A especulação nada mais é que o ganho quando um agente antecipa um possível ganho que vem a se realizar no futuro. E por fim o *hedge*, que pode ser compreendido como uma proteção contra as variações das moedas, e se reflete como uma diversificação de risco.

Conforme Krugman (2010), os principais agentes do mercado cambial são os bancos comerciais – que estão envolvidos em quase todas as transações internacionais; as empresas, que necessitam efetuar a troca das moedas oriundas de suas transações com outras empresas/pessoas no exterior (que podem envolver pagamento por mercadorias ou até de serviços prestados); as instituições financeiras não bancárias, como as corretoras de câmbio que intermediam as transações; e por fim, os Bancos Centrais que detém o controle das políticas

macroeconômicas dos países e que podem influenciar no mercado cambial. Os instrumentos que os BC detêm para intervir no mercado cambial, segundo Bastos e Fontes (2013), são: compras e vendas no mercado à vista, compra ou venda de contratos derivativos (tendo a taxa de câmbio como ativo subjacente), compra ou venda de títulos públicos indexados à taxa de câmbio e, política monetária (taxa de juros).

Em geral, as intervenções dos BC visam proporcionar melhores resultados à população. Dessa forma, eles podem intervir no mercado cambial visando reduzir a volatilidade cambial que pode ser um grande problema para uma economia. Um dos fatores que pode gerar a volatilidade extrema no câmbio é a entrada e saída muito rápida de capitais especulativos, o que gera uma instabilidade cambial para o país. Isso pode ser comprovado a partir da análise das cotações do câmbio quando comparada com os momentos de entrada e saída de capitais do país. Há também o caso de que apenas a divulgação de notícias de possíveis saída de capitais do país que já geram grande volatilidade diária no câmbio.

2.4 CONSIDERAÇÕES FINAIS AO CAPÍTULO

Até aqui discutiu-se aspectos conjunturais sobre a estrutura do mercado cambial no Brasil e brevemente no mundo visando criar uma base para o estudo posterior sobre os modelos de determinação do câmbio brasileiro.

A análise da história do Plano Real faz-se necessária pois é a partir dela que se poderá compreender as variáveis econômicas que participam dos modelos de determinação de câmbio. Além do mais, as grandes variações na taxa de câmbio R\$/US\$ que se verificou durante o Plano Real servirá como amostra para a verificação do modelos propostos a seguir e testados no capítulo 4 deste trabalho.

Conforme poderemos verificar no capítulo a seguir, muitos dos modelos trazem variáveis macroeconômicas que foram de extrema importância para a condução da política econômica brasileira nos últimos 23 anos. Serão estas variáveis que serão inseridas nos modelos visando criar modelos que possibilitariam a determinação da taxa de câmbio.

3 MODELOS DE DETERMINAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO

Neste capítulo serão estudados os principais modelos monetários de determinação da taxa de câmbio que predominam na teoria econômica. Estes modelos visam determinar e explicar o comportamento das taxas de câmbio e suas flutuações, considerando as variáveis econômicas dos países sob regimes de taxas de câmbio flutuantes.

Até meados dos anos 1970, a literatura econômica passou analisar outros modelos além daqueles que consideravam apenas os fluxos de oferta e demanda por divisas como determinantes da taxa de câmbio. A mudança do regime cambial de câmbio fixo – estabelecido no acordo de Bretton Woods – para o regime de taxas flutuantes influenciou, e muito, o avanço dos estudos acerca dos determinantes da taxa de câmbio. Conforme Zini Junior (1986, p.263) ao se referir à década de 1970, “a maioria dos economistas tinham percebido que as taxas de câmbio eram mais voláteis do que se previra, e que os modelos então existentes de determinação do câmbio não eram satisfatórios”. A partir de então, principalmente na década de 1980, novas abordagens foram apresentadas com grande enfoque na abordagem monetarista. Estes modelos são estudados até hoje e versões mais atualizadas são propostas por economistas atuais, como autores Cheung, Chinn e Pascual (2017), Rossi (2017), Engel (2014).

Conforme a literatura econômica dispõe, há 5 linhas de pesquisa a respeito da determinação da taxa de câmbio das quais apenas as 2 primeiras serão objeto de estudo neste trabalho. As principais linhas e suas características são: i) a do equilíbrio da balança comercial que se refere à lei do preço único e conseqüentemente à paridade do poder de compra (PPP), indicando que no longo prazo os preços domésticos devem igualar-se aos preços internacionais (caracterizando a versão forte ou absoluta da PPP) e na sua versão fraca de que a variação da taxa de câmbio deve ser proporcional à variação relativa dos preços; ii) o equilíbrio na conta corrente, que tem uma abordagem monetária baseada no modelo Mundell-Fleming e que traz a abordagem monetarista pela conta corrente (CAMA) e a abordagem monetarista pela conta de financeira – antiga conta capital - (KAMA), e neste último ainda pode-se distinguir em estudos pela abordagem monetária de preços flexíveis (FLMA) e de preços rígidos (SPMA); iii) equilíbrio global do Balanço de Pagamentos, a partir do modelo de Ajustes de Portfólio (*Balance Portfolio Approach* -BPA) indica que com a introdução do prêmio de risco a partir da paridade do poder de compra coberto (CIP), explica que especulações no mercado de câmbio podem induzir ao equilíbrio da taxa de câmbio; iv) ausência de ataques especulativos, indicando que a credibilidade das autoridades monetárias dos países influenciam tanto pela sua capacidade

de intervenção e de montante de reservas internacionais que dispõem; v) ausência de disputa com outras moedas internacionais.

Grande parte dos modelos têm foco na abordagem monetarista, os quais analisam as variáveis e os determinantes da taxa de câmbio sob aspectos de curto e longo prazo. Alguns focam na taxa de câmbio de equilíbrio e seus possíveis desequilíbrios.

Neste capítulo efetuar-se-á uma revisão teórica sobre os principais modelos desenvolvidos para a determinação da taxa de câmbio. É importante ressaltar que quando abreviados os modelos, estes foram chamados pelas suas siglas em inglês. Assim, inicialmente temos uma análise da paridade do poder de compra (PPP), base para o estudo da taxa de câmbio. Por segundo, estudou-se um modelo monetário básico para revisar os termos monetários. Por terceiro, tem-se a exposição da paridade da taxa de juros a descoberto (UIP) e em seguida o modelo da paridade da taxa de juros coberta (CIP). Por quinto, a abordagem monetária do balanço de pagamentos (BPMA) foi exposta por conta da sua derivação em outras duas abordagens: a da conta corrente (CAMA) e da conta financeira (KAMA). Esta última, desdobrou-se nas abordagens monetárias de preços fixos (SPMA) e preços flexíveis (FPMA). Por fim, expôs-se a discutida questão acerca do modelo de passeio aleatório para a taxa de câmbio, seguido de uma conclusão do capítulo.

3.1 MODELO DE DETERMINAÇÃO DE CÂMBIO PELA PARIDADE DO PODER DE COMPRA (PPP)

O primeiro modelo de determinação da taxa de câmbio a ser estudado será o da paridade do poder de compra – *purchasing power parity* (PPP). É um modelo simples e facilmente compreensível. Serve como base para introdução a estudos sobre a taxa de câmbio e é um modelo que infere que movimentos da taxa de câmbio são explicados pela mudança no nível de preços de duas economias por meio do mercado de bens, que determina, por arbitragem, a taxa de câmbio que iguala os preços nas duas economias. Assim, a PPP refere-se à taxa de câmbio entre duas moedas que iguala os níveis de preços de duas nações.

As condições para a verificação da PPP entre os dois países, resumidamente, são: i) que a produção esteja operando no pleno emprego; ii) que os preços domésticos não sejam influenciados pelos preços internacionais; iii) que as importações e exportações sejam determinadas pela competitividade real considerando-se produção de bens substitutos nas duas economias.

Para melhor compreensão da PPP é importante analisar a lei do preço único (*law of one price* – LOP) - considerada a alicerce de qualquer variante da PPP. A LOP aplica-se às

mercadorias individuais e afirma que ao converter os preços para uma moeda comum, um mesmo bem deve ser vendido pelo mesmo preço em diferentes economias. Também chamada de versão forte da PPP, considerando E a taxa de câmbio nominal entre duas economias, P o preço doméstico de um bem e P^* o preço estrangeiro do mesmo bem q a taxa de câmbio real, a lei do preço único pode ser compreendida por:

$$E = \frac{P}{P^*} = q = 1 \quad (1)$$

A equação (1) remete à LOP quando considerado apenas um bem, porém, quando generalizada para uma cesta de bens de uma economia, ela representa a PPP absoluta. Então, havendo equilíbrio no mercado internacional, a taxa de câmbio real será igual a 1. No entanto, a literatura traz que a relação acima não se concretiza e dados empíricos demonstram que ela tem pouca validade. Havendo equilíbrio no comércio, com a realocação de recursos entre as economias, a taxa real de câmbio seria pressionada até atingir novamente o patamar de 1.

Como a PPP é uma versão de um modelo de determinação da taxa de câmbio no longo prazo, introduzimos a versão relativa da PPP⁴ em que se aplica ao nível geral de preços implicando que mudanças na taxa de câmbio é igual às mudanças nos níveis de preços relativos das economias (TAYLOR, 1995). Sob a validade da PPP relativa, a taxa real de câmbio deve ser constante. Isso é um fato que contribui para a inviabilidade da PPP no curto prazo.

Sendo os preços flexíveis, aceita-se a variação dos preços nas economias e descarta-se a unidade da taxa de câmbio real ($q = 1$). Ao derivar-se o logaritmo de uma variável em relação ao tempo, obtém-se a taxa de crescimento desta variável. Sendo assim, aplica-se a derivação a equação (1) em termos logaritmos, e obtém-se:

$$s = p - p^* \quad (2)$$

Onde s é o logaritmo da taxa nominal de câmbio, p e p^* são os logaritmos dos preços domésticos e internacionais, respectivamente. Colocado desta forma, tem-se que a variação da taxa nominal de câmbio é equivalente ao diferencial dos preços domésticos e internacionais. Esta é a versão relativa da PPP, a qual se suporta sob a sua versão absoluta, mas traz as variáveis em termos de suas variações.

A aceitação do modelo da PPP já gerou muita discussão na literatura econômica. Alguns dos problemas que enfraquecem o modelo são: i) bens *non-tradables* (não transacionáveis) que

⁴ A versão da PPP relativa pode ser compreendida pela seguinte equação:

$$\frac{E_{t+1} - E_t}{E_t} = \pi_{t+1} - \pi_{t+1}^*$$

Onde E_{t+1} é a taxa de câmbio nominal no tempo $t+1$, E_t é a taxa de câmbio nominal no tempo t , e π_{t+1} e π_{t+1}^* são as inflações do país doméstico e estrangeiro, respectivamente, no tempo $t+1$.

podem causar aumento na inflação, mas que não podem determinar uma realocação de demanda por bens entre os países; ii) crescimento relativo da produtividade diferente nos países, e uma vez que um tem este crescimento maior, seus preços tendem a diminuir acarretando no aumento da taxa real de câmbio; iii) consumidores de países diferentes podem ter demandas distintas, então a preferência por bens domésticos altera o equilíbrio e os preços desse bem doméstico podem aumentar, diminuindo permanentemente a taxa real de câmbio. Ainda, há de se considerar outra dificuldade na PPP que a maneira de mensurar e calcular os índices de preços, assim como as cestas que são utilizadas, variam entre as economias. Já para Sarno e Taylor (2002), apesar das discussões acerca da validade da PPP após a segunda guerra mundial, os autores entendem que há validade nos resultados da PPP de longo prazo ao menos para as principais taxas de câmbio mundiais.

3.2 MODELO MONETÁRIO BÁSICO

Agregando o conceito monetário aos movimentos das taxas de câmbio, tem-se uma teoria de longo prazo em que os preços não são rígidos, podendo ajustarem-se imediatamente para manter o pleno emprego e a validade da PPP. O modelo monetário incorpora novas variáveis para compreender as mudanças nas taxas de câmbio. Parte-se dos níveis de preços domésticos:

$$P = \frac{M^S}{L(R, Y)} \quad (3)$$

E dos preços internacionais,

$$P^* = \frac{M^{S^*}}{L^*(R^*, Y^*)} \quad (4)$$

Onde M^S representa a oferta de moeda de um país e $L(R, Y)$ a demanda agregada por moeda real - que diminui quando a taxa de juros (R) se eleva e aumenta quando a produção real se eleva (Y), respectivamente a um país doméstico e estrangeiro. A PPP pode ser vista com esse enfoque monetário ao considerar-se a equação que segue:

$$E \frac{\textit{nacional}}{\textit{estrangeiro}} = \frac{P}{P^*} = \frac{M^S}{L(R, Y)} \bigg/ \frac{M^{S^*}}{L^*(R^*, Y^*)} \quad (5)$$

Assim,

A taxa de câmbio, que corresponde ao preço relativo da moeda nacional e estrangeira, é plenamente determinada no longo prazo pelas ofertas relativas de tais moedas e por suas demandas reais. As mudanças nas taxas de juros e nos níveis de produção afetam a taxa de câmbio apenas por meio de suas influências sobre a demanda por moeda (KRUGMAN e OBSTFELD, 2010, p.294)

Deste modelo, infere-se que um aumento na oferta monetária doméstica acarreta em aumento nos preços no longo prazo desta economia que, conseqüentemente, causa um aumento da taxa de câmbio, depreciando a moeda no longo prazo. Semelhantemente, aumentos nas taxas de juros domésticas induzem a queda na demanda doméstica por moeda e, por conseguinte, os preços tendem a subir no longo prazo e também causam aumento na taxa de câmbio, depreciando a moeda. Por outro lado, analisando a oferta de moeda externa tem-se que um aumento na taxa de juros externa, por exemplo, também causa diminuição na demanda de moeda estrangeira, aumenta os preços estrangeiros no longo prazo, mas cai a taxa de câmbio, apreciando a moeda.

3.3 MODELO DA DETERMINAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO PELA PARIDADE DA TAXA DE JUROS A DESCOBERTO (UIP)

Considera-se a aplicação da PPP no mercado de bens, ao passo que no mercado de ativos a eficiência especulativa se reflete na relação conhecida como paridade da taxa de juros a descoberto – *uncovered interest rate parity* (UIP). Este é um modelo que estabelece uma relação de curto prazo entre movimentos da taxa de câmbio e as taxas de juros de suas respectivas moedas (VENTURA, 2012).

Assumindo a existência de mobilidade de capitais entre as economias, a paridade do poder de compra a descoberto (UIP) descreve a variação da taxa de câmbio de acordo com os retornos esperados entre ativos alocados em duas moedas diferentes. Assim, fluxos positivos de capitais para uma economia causariam uma apreciação da moeda local, enquanto que saídas de capitais gerariam depreciação desta mesma moeda. Desta forma, temos que a taxa de câmbio seria determinada quando as rentabilidades de duas moedas fossem iguais, ao passo que arbitragem seja válida conforme a seguinte equação:

$$(1 + i) = (1 + i^*) \left(\frac{E_{t+1}^e}{E} \right) \quad (6)$$

Onde E é a taxa de câmbio no tempo t , e E_{t+1}^e é taxa de câmbio esperada no futuro, ou seja, em $t+1$. Ao aplicar-se o logaritmo natural, obtém-se:

$$s_{t+1} - s_t = i_t - i_t^* \quad (7)$$

Que pode ser reescrito como:

$$\varepsilon(\Delta s) = i - i^* \quad (8)$$

Onde $\varepsilon(\Delta s)$ representam a expectativa de retorno do mercado da taxa de câmbio entre o tempo atual (t) e o futuro ($t+1$), ou seja, a depreciação esperada da taxa de câmbio, ao determinar a taxa de câmbio pela relação de arbitragem entre as rentabilidades domésticas (i) e

externas (i^*). Não se insere neste modelo o prêmio de risco porque ele é zero, uma vez que os ativos considerados são da mesma classe de risco. É importante ressaltar que neste modelo não se aponta a relação risco-retorno, mas lembra que para a aplicação da UIP o elemento de prêmio de risco deve ser zero entre as duas moedas. Sendo assim,

A diferença no retorno esperado de se manter num portfólio ativos semelhantes, porém denominados em diferentes moedas deve ser apenas igual ao prêmio de risco desta moeda. Assim, pela UIP, dois ativos que tenham a mesma classe de risco e consequentemente prêmio de risco entre elas igual a zero, mas que difiram apenas pela moeda na qual estão denominadas, devem ter o mesmo retorno esperado. (VENTURA, 2012).

A necessidade de o prêmio de risco ser zero apresenta uma fragilidade deste modelo: caso a UIP vigorasse com prêmio de risco zero, os países poderiam financiar ilimitadamente seus déficits tomando recursos externos enquanto eles quisessem e fossem capazes de pagar a taxa de retorno exigida (FRANKEL, 2005). Por outro lado, se a UIP falhar, quanto mais os países tomarem emprestado maior será a taxa de juros que eles terão que pagar. Esta hipótese da falha da UIP parece estar mais de acordo com o mercado.

Para tornar o estudo ainda mais didático e de fácil compreensão entre os modelos, podemos analisar a condição da paridade dos juros não coberta da seguinte maneira:

$$R_{R\$} = R_{US\$} + (E_{R\$}^e - E_{US\$}^e) / E_{R\$/US\$} \quad (9)$$

Onde, $R_{R\$}$ é a taxa de retorno em reais, $R_{US\$}$ é a taxa de retorno em dólares, $E_{R\e é o preço futuro do dólar em relação ao real e $E_{US\e a taxa de câmbio à vista esperada que vigorará no futuro. Após a análise do modelo de paridade da taxa de juros coberta será feita uma comparação dos dois modelos, que aparentemente são bastante semelhantes mas possuem diferenças importantes.

Alguns autores estimaram e previram a UIP, mas concluíram que sua previsão não funciona para o curto prazo. Para Cheung et al (2017), a sua validade ocorre apenas para horizontes mais longos, como 1 ou 5 anos. O autor acrescenta ainda que para um dos períodos de sua análise (1983-Q1 -2014Q4) o modelo também não foi válido, em que as estimações não foram significantes. Deste e de outros estudos pode-se concluir que o modelo gera pouco ou nenhum resultado estatisticamente significativo.

3.4 MODELO DA DETERMINAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO PELA PARIDADE DA TAXA DE JUROS COBERTA (CIP)

O modelo da paridade da taxa de juros coberta – *covered interest rate parity* (CIP) - é um modelo que utiliza as taxas de câmbio futura à vista e não a expectativa da taxa de câmbio no futuro, como a UIP. Conforme Krugman e Obstfeld (2010), sob a hipótese de que a condição da paridade dos juros ser sempre válida, uma taxa de câmbio futura equivale à taxa de câmbio à vista que se espera estar vigendo na data de liquidação do contrato futuro.

Conforme D’Agostini (2010), os testes da relação da UIP apontam para a existência de um prêmio de risco entre as rentabilidades dadas pelas taxas de juros, principalmente quando se trata de determinação de câmbio empregando moedas de países emergentes. Assim, a equação da UIP é modificada para a CIP visando explicar o comportamento do câmbio de curto prazo. Tem-se então, segundo Frankel (1983):

$$i - i^* = d \quad (10)$$

Onde d é o desconto futuro da taxa de câmbio, ou seja, o excesso de retorno esperado dos depósitos em moeda estrangeira, e i e i^* são as rentabilidades domésticas e externas, respectivamente.

A relação entre os modelos de paridade da taxa de juros a descoberto (UIP) e coberta (CIP) é estreita, no entanto, a primeira envolve a taxa câmbio à vista futura esperada, e a segunda a taxa de câmbio futura. A noção de “coberta” vem de que o agente investidor estará, de certa forma, protegido uma vez tendo esta taxa de câmbio futura definida no início da operação. Para ilustração, toma-se o seguinte exemplo: visando evitar o risco cambial, um agente concomitantemente compra depósitos em dólares com reais e ao mesmo tempo vende os ganhos de seu investimento futuro. Assim, ao estar tomando recursos em dólares e ao mesmo tempo aplicando o principal e os juros futuros em reais, este agente estará “coberto”, evitando assim uma possível depreciação do dólar. Portanto, segundo a condição da CIP, as taxas de retorno dos depósitos em reais e dos depósitos estrangeiros “cobertos” devem ser iguais, acarretando em:

$$R_{R\$} = R_{US\$} + \left(\frac{F_{R\$}}{US\$} - \frac{E_{R\$}}{US\$} \right) / E_{R\$/US\$} \quad (11)$$

Onde, $R_{R\$}$ é a taxa de retorno em reais, $R_{US\$}$ é a taxa de retorno em dólares, $\frac{F_{R\$}}{US\$}$ é o preço futuro do dólar em relação ao real e $\frac{E_{R\$}}{US\$}$ a taxa de câmbio à vista de reais por dólares. Ainda é importante ressaltar que a quantidade $\left(\frac{F_{R\$}}{US\$} - \frac{E_{R\$}}{US\$} \right) / E_{R\$/US\$}$ é denominada prêmio futuro dos dólares em relação aos reais. Segundo Krugman e Obstfeld (2010) - porém

transformando a relação para as moedas reais e dólares-, pode-se expressar a condição de paridade dos juros coberta como segue: a taxa de juros dos depósitos em reais é igual à taxa de juros dos depósitos em dólar mais o prêmio futuro dos dólares em relação aos reais (o desconto futuro dos reais em relação aos dólares).

Para fins de ilustração, suponha que $R_{R\$} = 10\% a. a.$, $R_{US\$} = 1\% a. a.$, $E_{\frac{R\$}{US\$}} = R\$3,15$. Consequentemente, havendo paridade da taxa de juros coberta, a taxa de câmbio futura deverá ser $F_{\frac{R\$}{US\$}} = 3,4444$. Assim, esta deveria ser a taxa praticada no mercado para a CIP ser comprovada.

Tendo estudado a UIP e a CIP, identifica-se que para que as duas sejam válidas, é necessária que a seguinte igualdade verificada:

$$F_{\frac{R\$}{US\$}} = E_{\frac{R\$}{US\$}}^e$$

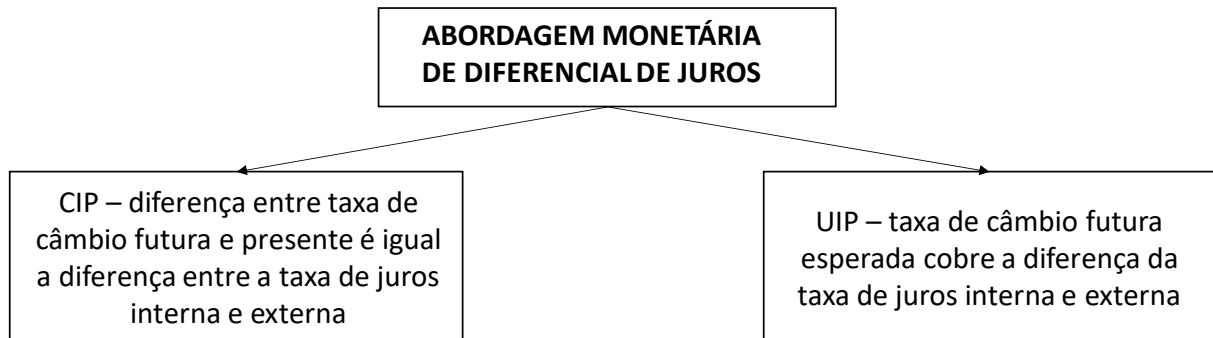
Ou seja, é necessário que a taxa de câmbio futura seja igual à taxa de câmbio à vista futura esperada. No entanto, a diferença entre os dois modelos surge na questão do risco que incide na taxa de câmbio: ao passo que nas transações cobertas não há risco da taxa de câmbio -já que no momento da operação os dois agentes acordam e fixam uma taxa futura que liquidará seus contratos-, nas transações não cobertas o risco está composto ao se utilizar a taxa de câmbio à vista esperada – podendo esta variar até o vencimento da operação.

Nos modelos de estimação da UIP, ao efetuar-se modelos de previsão, são considerados como variáveis a taxa de câmbio nominal, a taxa de juros nacional e a taxa de juros estrangeiras. No caso de estimações da CIP, além destas 3 variáveis, considera-se um elemento que leva em consideração o risco país, podendo ser o EMBI+⁵, no caso do Brasil ou também o CDS⁶.

⁵ O EMBI+ (Emerging Markets Bond Index Plus), calculado pelo Banco J.P. Morgan Chase, é um índice ponderado composto por instrumentos de dívida externa, ativamente negociados e denominados em dólar, de governos de países emergentes. [...]. A variação do índice entre duas datas equivale ao rendimento da carteira no período. (BCB, 2016, p.6)

⁶ O CDS é um contrato bilateral que permite ao investidor comprar proteção para crédito específico contra evento de crédito do emissor de determinado ativo. [...]. Um evento de crédito (default) inclui ocorrências tais como inadimplência, falha em pagamentos, reestruturação de dívida ou falência do emissor do ativo. [...] O prêmio do CDS funciona como medida de risco de crédito da entidade de referência e é cotado em pontos-base [...] Quanto maior a probabilidade de falência, maior será o prêmio do CDS, funcionando como medida de risco de crédito da entidade de referência. (BCB, 2016, p.10)

Figura 1 - Esquema da abordagem monetária de diferencial da taxa de juros



Fonte: Elaborado pela autora.

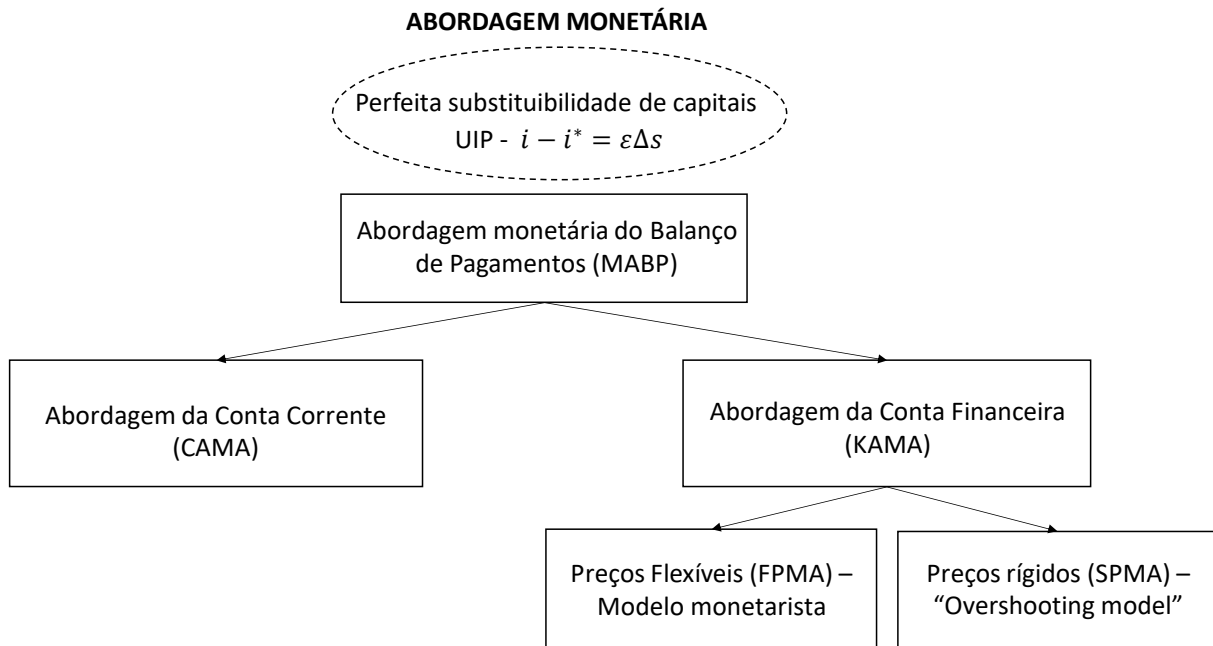
3.5 MODELO DE DETERMINAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO PELA ABORDAGEM MONETÁRIA DO BALANÇO DE PAGAMENTOS (MABP)

A abordagem monetária para a determinação da taxa de câmbio passou a ter maior influência a partir dos anos 1970, principalmente a partir de 1973 com o final do Acordo de Bretton Woods quando as taxas de câmbio dos países deixaram de ser fixadas e passaram a flutuar.

Ao se assumir a condição de perfeita substituíbilidade⁷ de capitais, onde um investidor se sente indiferente quanto ao ativo que irá manter, tem-se a abordagem monetária para a determinação da taxa de câmbio do balanço de pagamentos – *monetary approach to the balance of payments* (MABP). Nos modelos monetários, a UIP vigora uma vez que a responsabilidade pela determinação da taxa de câmbio é transferida ao mercado monetário (FRANKEL, 1983). Estes modelos, portanto, focam na oferta e demanda por moeda como fatores para determinação da taxa de câmbio.

⁷ Em inglês, perfect capital substitutability (FRANKEL, 1983)

Figura 2 - Esquema da abordagem monetária para determinação da taxa de câmbio



Fonte: Elaborado pela autora.

Onde $i - i^* = \varepsilon \Delta s$ é a depreciação esperada, segundo Frankel (1983).

Desta forma, os próximos modelos estudados são modelos monetários. Para o estudo a seguir, toma-se como base para a abordagem monetária do balanço de pagamentos o modelo Mundell-Fleming. Considerando apenas a taxa de câmbio flexível, a taxa de câmbio é determinada pela quantidade de crescimento da moeda. O modelo reduz o balanço de pagamentos a:

$$\Delta BP = \Delta BC + \Delta CF \quad (12)$$

Onde BC refere-se à balança comercial que considera a taxa de câmbio real, importações e fatores exógenos, e CF à conta financeira (chamada de conta de capital no BPM5 do FMI) que considera o diferencial da taxa de juros com mobilidade de capitais. Assim,

No regime de taxa de câmbio flexível com perfeita mobilidade de capitais, a expansão monetária diminui as taxas de juros domésticas. O capital migra para o mercado financeiro internacional comprando, por exemplo, moeda estrangeira e, ambas taxa nominal e real de câmbio aumentam pela hipótese de preços fixos. A moeda nacional se deprecia. A conta comercial melhora, pela pressão do aumento das exportações e queda das importações. Por outro lado, existirá déficit na conta capital, pelo diferencial de juros agora menos atrativos. (D'AGOSTINI, 2010, p31).

É importante ressaltar que o balanço de pagamentos, por definição, registra 3 tipos de transação: as transações correntes, ou seja, as importações e exportações- representadas pela Conta Corrente-, as transferências de riqueza entre países – representadas pela conta de capital-, e as transações que envolvem a compra e venda de ativos financeiros – representadas pela

conta financeira. Esta última não é considerada neste modelo pois, conforme já citado, as ofertas de ativos se tornam irrelevantes neste modelo por conta da substituibilidade de capitais.

Portanto, pela abordagem monetária estipula-se que havendo equilíbrio no balanço de pagamentos haverá uma taxa de câmbio de equilíbrio. Tendo isto em mente, agora inicia-se um estudo mais aprofundado dos modelos que focam na conta corrente e na conta de financeira para explicar a taxa de câmbio.

3.5.1 Modelo de determinação da taxa de câmbio pela abordagem da Conta Corrente (CAMA)

A conta corrente é facilmente visualizada como o saldo em transações correntes de um país, ou seja, as exportações menos as importações deste país. Este saldo é determinado pela taxa real de câmbio da moeda doméstica em relação à estrangeira e a renda interna disponível (KRUGMAN e OSBTFELD, 2010).

No modelo de determinação da taxa de câmbio pela abordagem da Conta Corrente – *Current Account monetarista approach* (CAMA)-, estuda-se os efeitos dos movimentos da conta corrente do balanço de pagamentos sobre a taxa de câmbio de equilíbrio. Considera-se que a economia está sob pleno emprego, a PPP vigora no longo prazo, e assim, a taxa de câmbio de equilíbrio é determinada pelo crescimento relativo da oferta de moeda doméstica e internacional. Sendo os equilíbrios monetários domésticos e internacionais em termos logaritmos naturais, definidos respectivamente:

$$m_t = p_t + ky_t - \lambda i_t \quad (13)$$

$$m_t^* = p_t^* + k^* y_t^* - \lambda^* i_t^* \quad (14)$$

Onde m representa a demanda por moeda, que depende do nível de preços, p , da renda real, y , e da taxa nominal de juros, i , e em que as variáveis sem asterisco são as domésticas e as com asterisco são as externas. Considera-se k como a elasticidade da demanda por moeda em relação à renda, e λ a semieslasticidade da demanda por moeda em relação às taxas de juros. Todas as variáveis, exceto as taxas de juros são expressas em logaritmos.

Neste modelo a taxa de crescimento dos preços depende da taxa de crescimento da moeda e isto explicaria os desvios da taxa de câmbio de seu equilíbrio. Portanto, a taxa de crescimento relativa da oferta de moeda doméstica e estrangeira são determinantes para o modelo, pela PPP:

$$s = (p - p^*) = (m - m^*) - k(y - y^*) + \lambda(i - i^*) \quad (15)$$

Sendo o y e y^* a produção, m e m^* a taxa de crescimento relativo da oferta de moeda e i e i^* as taxas de juros domésticas e estrangeiras, respectivamente. Considera-se k como a elasticidade da demanda por moeda em relação à renda, e λ a semieslasticidade da demanda por moeda em relação às taxas de juros. Portanto, um aumento na taxa de crescimento da oferta de moeda doméstica (m) superior à taxa de crescimento da oferta de moeda estrangeira (m^*) acarreta numa depreciação da moeda local, pois s aumenta. Com a moeda mais depreciada, compra-se mais bens domésticos, o que gera também uma depreciação da taxa de câmbio. Com efeito, um aumento nas taxas de juros domésticas acarreta numa depreciação da taxa de câmbio.

3.5.2 Modelo de determinação da taxa de câmbio pela abordagem da Conta de Financeira (KAMA)

Apresenta-se o modelo de determinação da taxa de câmbio pela abordagem da Conta Financeira – *Capital Account monetarista approach* (KAMA). É importante ressaltar que neste modelo será atualizado o nome de conta capital para conta financeira, apesar de mantermos a sigla KAMA. Isto deve-se à atualização do Manual de Balanço de Pagamentos e Posição Internacional de Investimentos publicado pelo Banco Central do Brasil que, a partir de abril de 2015 contará com o BPM6 – o qual traz a terminologia de Conta Financeira para a antiga Conta de Capital conforme o BPM5.⁸ O FMI traz a diferenciação no BPM6 conforme:

In economic literature, “capital account” is often used to refer to what is called the financial account in this Manual and in the SNA. The term “capital account” was also used in the Balance of Payments Manual prior to the fifth edition. The use of the term “capital account” in this Manual is designed to be consistent with the SNA, which distinguishes between capital transactions and financial transactions (IMF, 2009, p.216).

Tendo esclarecido a questão de nomenclatura, na abordagem da conta financeira verifica-se a taxa de câmbio de equilíbrio considerando as variações da oferta de moeda e os efeitos dos movimentos da conta financeira a partir da UIP. A condição da UIP é verificada pois o modelo considera que os investidores, avessos ao risco, preferem realocar os investimentos feitos em títulos domésticos visando ganhar com a diferença dos juros.

A partir da abordagem da conta financeira deriva-se outras duas abordagens: a dos preços flexíveis (FPMA) e dos preços rígidos (SPMA) que serão analisados a seguir.

⁸ A partir de abril de 2015, o Banco Central do Brasil (BCB) passará a publicar as estatísticas de Balanço de Pagamentos (BP) e Posição Internacional de Investimento (PII) em conformidade com a sexta edição do Manual de Balanço de Pagamentos e Posição Internacional de Investimento (BPM6), do Fundo Monetário Internacional (FMI)1, publicada em 2009. Desde 2001, essas estatísticas são divulgadas pelo BCB de acordo com a 5ª edição do Manual de Balanço de Pagamentos (BPM5), de 1993 (BCB,

3.5.2.1 Modelo de determinação da taxa de câmbio pela abordagem monetária de preços flexíveis (FPMA)

Em economias abertas, são seis os principais mercados que se deve considerar: o de bens (*goods*, em inglês), o de trabalho, o monetário, o externo, o de ativos domésticos e o de ativos externos. Para Taylor (1995), na abordagem monetária de preços flexíveis concentra-se o estudo apenas no mercado monetário. Sendo assim, conforme definição para os modelos monetários, considera-se oferta e demanda por moeda variáveis chave no modelo.

Conforme já se mencionou como característica de um modelo monetário, não se consideram barreiras segmentando o mercado internacional – como custos de transação ou controles de capitais – e ativos domésticos e estrangeiros são perfeitos substitutos, ou seja, há substituíbilidade nos ativos – o que nos leva posteriormente a assumir a PPP no modelo como equilíbrio da taxa de câmbio no longo prazo. Assim, compreendendo-se taxa de câmbio como o preço relativo de duas moedas que dependem das suas ofertas e demandas, o equilíbrio monetário é obtido conforme equações (13) e (14), aqui reproduzidas:

$$m = p + ky - \lambda i$$

$$m^* = p^* + ky^* - \lambda i^*$$

Onde m representa a demanda por moeda, que depende do nível de preços, p , da renda real, y , e da taxa nominal de juros, i , e em que as variáveis sem asterisco são as domésticas e as com asterisco são as externas. Considera-se k como a elasticidade da demanda por moeda em relação à renda, e λ a semieslasticidade da demanda por moeda em relação às taxas de juros. Todas as variáveis, exceto as taxas de juros (i) são expressas em logaritmos. Sendo os preços flexíveis, eles irão mover-se até que a oferta monetária se iguale à demanda por moeda. Subtraindo-se a equação (13) da equação (14), tem-se a função de demanda relativa por moeda:

$$(m - m^*) = (p - p^*) + k(y - y^*) - \lambda(i - i^*) \quad (16)$$

Assumindo-se a condição de paridade descoberta da taxa de juros (UIP), conforme a equação (8), tem-se:

$$i - i^* = \varepsilon(\Delta s)$$

Onde $\varepsilon(\Delta s)$ é a depreciação esperada da moeda doméstica. Ao se relacionar a UIP com a demanda relativa por moeda, encontra-se:

$$(p - p^*) = (m - m^*) - k(y - y^*) + \lambda\varepsilon(\Delta s) \quad (17)$$

Assumindo-se, a validade da PPP (quando se tem que $s_t = p - p^*$), a oferta monetária doméstica determina os níveis de preços domésticos e conseqüentemente a taxa de câmbio é determinada pela oferta relativa de preços (Taylor, 1995). Conforme Frankel (1983), como

consequência temos que a depreciação esperada da moeda se iguala ao diferencial esperado de preços:

$$\varepsilon(\Delta s) = \varepsilon(\Delta p) - \varepsilon(\Delta p^*)^9 \quad (18)$$

Esta é a PPP expressa em termos de taxa de mudança dos níveis de preços esperada e não mais em níveis absolutos conforme equação (1), de forma análoga equação (2) que trata da PPP relativa. Assim, $\varepsilon(\Delta s)$ é a taxa percentual de mudança da taxa de câmbio esperada sob equilíbrio de longo prazo, $\varepsilon(\Delta p)$ é a taxa de inflação doméstica esperada e $\varepsilon(\Delta p^*)$ é a taxa de inflação estrangeira esperada. Neste caso, a depreciação esperada será igual ao diferencial de inflação previsto. Portanto, substituindo-se a equação (18) na equação (17), a equação fundamental do modelo monetário de preços flexíveis (FPMA) - que demonstra que a taxa de câmbio entendida como preços relativos da moeda -, é:

$$s = (m - m^*) - k(y - y^*) + \lambda(\varepsilon\Delta p - \varepsilon\Delta p^*)^{10} \quad (19)$$

Desta equação inferem-se resultados importantes para o modelo:

- i) Um aumento na oferta de moeda doméstica, mantendo constante o nível de moeda externa, leva a uma depreciação da taxa de câmbio;
- ii) Um aumento na renda real doméstica, ou uma queda na taxa de inflação esperada, aumenta a demanda doméstica por dinheiro acarretando na apreciação da taxa de câmbio;
- iii) Um aumento da taxa de juros doméstica acarreta em uma depreciação da taxa de câmbio;
- iv) Se investidores esperam altas taxas de inflação ($\varepsilon\Delta p$), estes irão tentar se livrar da moeda doméstica causando sua depreciação.

3.5.2.2 Modelo de determinação da taxa de câmbio pela abordagem monetária de preços rígidos (SPMA)

No modelo anterior, a PPP é válida para todo o modelo que considera os preços flexíveis, ou seja, que variam no longo prazo. No entanto, no curto prazo a PPP pode vir a ser violada. Conforme Frankel (1983 p.89), “*the existence of contracts, imperfect information, and inertia in consumer habits means that prices do not change instantaneously but adjust*”

⁹ A partir da equação (18), encontra-se a paridade real de juros, que é $i - \varepsilon(\Delta p) = i^* - \varepsilon(\Delta p^*)$, que indica que a taxa real de juros doméstica se iguala à taxa de juros real externa, sob a UIP.

¹⁰ Alguns modelos especificam a equação monetarista para determinação da taxa de câmbio como:

$$s_t = m_t - m_t^* - ky_t + k^*y_t^* + \lambda i_t - \lambda^* i_t^*$$

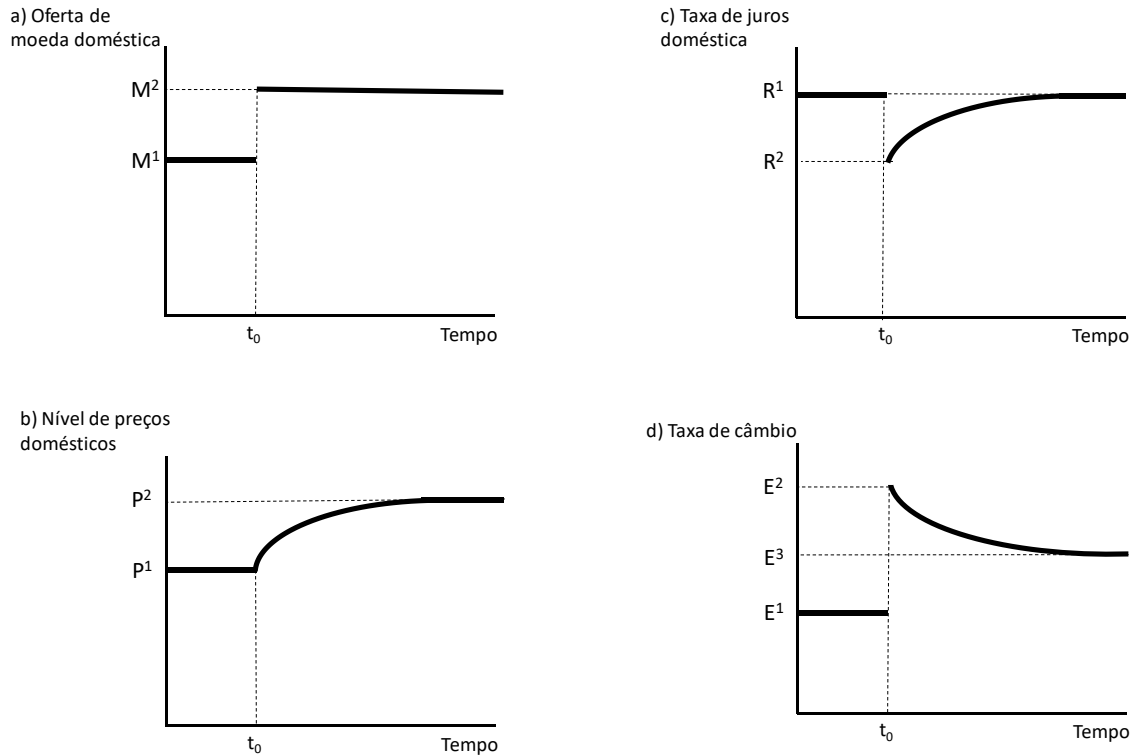
gradually over time”. Isso reforça o modelo proposto por Rudiger Dornbusch que analisa a taxa de câmbio sob preços rígidos no curto prazo (*sticky-price monetary approach* -SPMA), mas que irão se ajustar no longo prazo quando se tornarem flexíveis – assim, a hipótese crítica desse modelo é a de que os mercados financeiros se ajustam rapidamente às perturbações, mas os mercados de bens respondem vagarosamente (ZINI JUNIOR, 1986) - acarretando, neste caso, um *overhooting* da taxa de câmbio.

A abordagem monetária de preços rígidos analisa a variação da taxa de câmbio no curto e no longo prazo. O modelo propõe que mudanças na oferta nominal de moeda são também mudanças na oferta real por moeda porque os preços são fixos. A lógica do modelo é a seguinte: no curto prazo, uma expansão da oferta nominal de moeda, por conta da rigidez dos preços, gera também um aumento na oferta real por moeda e conseqüentemente acarreta na queda da taxa de juros doméstica que gera saídas de capitais do país depreciando a moeda instantaneamente mais do que ela depreciaria no longo prazo. Conforme Frankel (1983), a moeda depreciaria o suficiente até que a expectativa racional de futuras apreciações cancelasse o diferencial das taxas de juros. Esse é o fenômeno conhecido como *overshooting* da taxa de câmbio – ou em português, a ultrapassagem da taxa de câmbio. Os pressupostos do modelo são que as expectativas são racionais, o sistema é estável e o crescimento da renda é exógeno (segue um passeio aleatório).

Na figura 3 pode-se identificar a ultrapassagem da taxa de câmbio: o gráfico d) indica que após o aumento da oferta monetária em t_0 gerou-se uma depreciação instantânea da moeda. No entanto, com o decorrer do tempo (mais para o longo prazo), as taxas de juros também foram se ajustando, assim como os preços, e a taxa de câmbio passou a apreciar-se.

A ultrapassagem é uma consequência direta da rigidez de preços no curto prazo que impossibilita que o nível de preços possa se ajustar imediatamente após o aumento da oferta monetária. Caso os preços fossem flexíveis, os níveis de preços se ajustariam de uma só vez, o que evitaria que a oferta de moeda real aumentasse (KRUGMAN e OBSTFELD, 2010). Assim, com o aumento da oferta monetária de M^1 para M^2 , os níveis de preços também sobem, a taxa de juros se ajusta para cima e a taxa de câmbio ultrapassa seu equilíbrio de longo prazo, acarretando uma desvalorização. Com o passar do tempo, a taxa de câmbio vai reduzindo buscando seu equilíbrio (representado por E^3 na figura abaixo).

Figura 3 - Trajetórias temporais das variáveis econômicas domésticas após um aumento permanente da oferta de moeda



Fonte: Adaptado de Krugman e Obstfeld (2010, p.285)

O SPMA baseia-se no modelo proposto por Mundell-Fleming¹¹ que considera a perfeita mobilidade de capitais (sob preços fixos e taxa de juros vinculadas ao nível internacional). No modelo proposto por Dornbusch (1976) a condição de paridade descoberta da taxa de juros (UIP) vigora buscando esclarecer os diferenciais de juros:

$$i - i^* = \varepsilon(\Delta s) \quad (20)$$

A PPP só será válida no longo prazo e, portanto, é transformada em (quando os traços sobre as variáveis representam seus níveis no longo prazo):

$$\bar{s} = \bar{p} - \bar{p}^* \quad (21)$$

Que leva a um modelo de longo prazo:

$$\bar{s} = (\bar{m} - \bar{m}^*) - k(\bar{y} - \bar{y}^*) + \lambda(\varepsilon(\Delta \bar{p}) - \varepsilon(\Delta \bar{p}^*)) \quad (22)$$

A hipótese de expectativa racional quanto à desvalorização esperada e à rigidez de preços no mercado de bens também é inserida no modelo. Seguindo os pressupostos do modelo e conforme as expectativas racionais dos agentes, estes esperam que a diferença da inflação e da desvalorização sigam a taxa do crescimento da oferta de moeda excedente ao diferencial (ZINI JUNIOR, 1986, p.268). Assim, os níveis de equilíbrio são encontrados da seguinte maneira:

¹¹ O modelo estuda a relação de curto prazo entre a taxa de câmbio real e o produto da economia.

$$\bar{s} = (\bar{m} - \bar{m}^*) - k(\bar{y} - \bar{y}^*) + \lambda(\Pi - \Pi^*) \quad (23)$$

A expressão $\Pi - \Pi^*$ introduzida na equação acima pode ser relacionada às expectativas: segundo Dornbusch, no curto prazo a taxa de câmbio desvia-se do equilíbrio com uma velocidade igual a zero. Entretanto, no longo prazo a taxa de câmbio está no seu equilíbrio e, portanto, é esperado que ela aumente na proporção de $\Pi - \Pi^*$ se consideradas as expectativas dos agentes. Sendo θ a taxa pela qual se espera que a taxa de câmbio retorne ao equilíbrio de longo prazo, então:

$$\varepsilon(\Delta s) = -\theta(s - \bar{s}) + \Pi - \Pi^* \quad (24)$$

Retomando a informação acima à UIP, obtém-se que a diferença entre a taxa de câmbio e seu equilíbrio é proporcional ao diferencial das taxas reais de juros¹². Considerando o nível de oferta de moeda um passeio aleatório, então tem-se que o diferencial esperado no longo prazo da inflação é zero, ou seja, $\Pi - \Pi^* = 0$, então a equação geral para a determinação da taxa de câmbio sob o modelo de preços rígidos (SPMA) é:

$$s = (m - m^*) - k(y - y^*) - (1/\theta)(i - i^*) \quad (25)$$

E como resultado de todo o modelo, tem-se:

- i) Uma expansão monetária produz um excesso de liquidez, há queda da taxa de juros interna gerando saídas de capitais e a taxa de câmbio será desvalorizada mais do que o necessário para o equilíbrio no longo prazo;
- ii) Após essa desvalorização repentina da taxa de câmbio, ela volta a se valorizar lentamente com o passar do tempo (no longo prazo) e as taxas de juros também voltam a subir, retornando ao seu patamar inicial;
- iii) Um aumento na oferta de moeda leva a uma alta da inflação e uma depreciação monetária;
- iv) Se a produção é dada, um aumento permanente na oferta de moeda leva a uma depreciação da moeda no curto prazo mais do que proporcional, seguida de uma apreciação da moeda para a sua taxa de câmbio no longo prazo (Krugman, 2010, p.288);
- v) A ultrapassagem é uma consequência direta de rigidez de preços no curto prazo.

Sob preços fixos, taxa de juros ex ante é definida pela autoridade monetária. Caso haja um aperto monetário, a taxa de juros aumentaria e, se esta for serialmente positiva

¹² Ao se considerar um aumento na taxa relativa do crescimento monetário, $\Pi - \Pi^*$, tem-se:

$$s = (m - m^*) - k(y - y^*) + \lambda(\Pi - \Pi^*) - (1/\theta)[(i - \Pi) - (i^* - \Pi^*)]$$

correlacionada, as expectativas das taxas futuras de juros tenderiam a se moverem na mesma direção que as taxas de juros correntes. Assim, uma contração monetária gera uma apreciação real e um afrouxo monetário a uma depreciação real da taxa de câmbio.

Até aqui analisou-se o modelo proposto por Dornbusch em que a oferta monetária é o instrumento de política monetária, que é exógena, e o nível de preços são determinados no longo prazo. Este modelo foi aperfeiçoado e contou com modificações a partir do que se convencionou de modelo neo-keynesiano, o qual a taxa de juros passa a ser instrumento de política reagindo às taxas de inflação, hiato do produto e outras possíveis variáveis, com os preços. Neste modelo, a taxa de juros é estabelecida como uma variável endógena na política monetária.

3.6 PASSEIO ALEATÓRIO

Meese e Rogoff são os autores mais expoentes na questão sobre a taxa de câmbio seguir um passeio aleatório. Em artigo publicado em 1983, ao analisarem empiricamente modelos para a taxa de câmbio dos anos 1970 contra um passeio aleatório, os autores concluem que nenhum dos modelos testados o superam.

Na sua análise, os autores consideram três modelos estruturais para comparar com o resultado obtido com no passeio aleatório, em que definem a taxa de câmbio spot como preditor para todas as taxas de câmbio spot futuras. Os modelos estruturais considerados foram: modelo de monetário de preços flexíveis (FPMA), o modelo monetário de preços rígidos (SPMA) e modelo de preços rígidos de ativos (*sticky-price asset*) proposto por Hooper Morton, mas que não foi tratado no presente trabalho.

Como resultado, obtiveram que nenhum dos três modelos estruturais obtém erros quadráticos médios (EQM, ou em inglês, RMSE – *root mean square erros*) menores do que os obtidos no modelo de passeio aleatório a qualquer horizonte futuro. Para Meese e Rogoff (1983), os modelos estruturais falham por suas previsões basearem-se em valores já realizados das variáveis explanatórias.

Muito embora tenham concluído que o modelo de passeio aleatório apresenta um EQM menor em relação aos outros modelos, isso não quer dizer que ele é o melhor. Os autores colocam que uma possibilidade para os maus resultados dos modelos estruturais é a questão de erro da amostra, em que esses modelos empíricos não capturam adequadamente as expectativas ou outras forças que influenciam a taxa de câmbio (Meese e Rogoff, 1983).

Posteriormente, Meese e Rogoff (1988) analisaram a condição de paridade da taxa de juros reais (RIPC – *real interest rate parity condition*)¹³ como modelo de determinação de câmbio. Nesta análise, os autores não rejeitaram a presença de raiz unitária nas séries utilizadas. Para contornar isto, estimaram a regressão na primeira diferença das variáveis. Ao compararem a RIPC com o modelo de passeio aleatório, a análise da previsão destes dois modelos *out-of-sample* mostrou-se mais a favor do passeio aleatório. Concluiu-se, portanto, que em nenhum caso modelos econômicos apresentam-se melhor em termos de previsão e que o passeio aleatório é significativamente melhor em alguns casos (ROSSI, 2005).

Frankel (2005), ao se referir sobre a dificuldade da previsão da taxa de câmbio no curto prazo, expõe que ela é geralmente vista como um passeio aleatório. Isso implica que um aumento futuro é tão provável quanto a uma queda futura da taxa de câmbio.

3.7 CONSIDERAÇÕES FINAIS AO CAPÍTULO

Neste capítulo foram expostos diversos modelos de previsão da taxa de câmbio. Os primeiros, como a paridade do poder de compra (PPP) e o modelo monetário básico são os mais simples de serem estudados. No entanto, modelos mais sofisticados foram aqui expostos e que exigem maior detalhamento pelas novas noções com eles introduzidas. O que se pode verificar é que a maioria das abordagens tomam como pressupostos a vigência da paridade do poder de compra (PPP) e a paridade da taxa de juros a descoberto (UIP).

Tendo analisado estes nove modelos, obtém-se uma base teórica robusta para prosseguir com a introdução de modelos econométricos acerca destas abordagens. Isso será desenvolvido no próximo capítulo onde serão dispostas as análises dos resultados.

¹³ Este modelo não foi propriamente tratado neste estudo, mas assemelha-se muito à UIP. Difere ao utilizar as taxas de juros reais e, em suma, refere-se ao caso em que a taxa de câmbio entre duas economias deveria ser explicada pelo valor defasado de seus diferenciais de juros reais.

4 ANÁLISE EMPÍRICA DE MODELO PARA DETERMINAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO

Até aqui desenvolveu-se um estudo teórico referente à determinação da taxa de câmbio conforme a literatura econômica. Muito embora alguns modelos apresentados acima serem importantes para o estudo econômico e apresentarem resultados satisfatórios em algumas modelagens econométricas, alguns economistas, como Meese e Roggof (1983, 1988), Cheung et al (2005), Cheung, Chinn e Pascual (2017) e Rossi (2017), tornaram-se expoentes na discussão ao demonstrarem que estes modelos muitas vezes são inválidos empiricamente.

Fora do escopo acadêmico, em geral o mercado financeiro não baseia suas estimativas em modelos monetários. Alguns agentes de mercado utilizam como base apenas as análises técnicas – estes chamados de analistas técnicos-, que fazem previsões a partir de técnicas de computação ou até gráficos para identificar alguma tendência da taxa de câmbio (ou outros ativos do mercado financeiro).

Assim como a análise técnica, alguns modelos econométricos baseados em fundamentos econômicos também apresentam fragilidades. A alta volatilidade da taxa de câmbio põe em xeque muitos desses modelos de previsão da taxa de câmbio que, em geral, não conseguem superar as previsões de um simples modelo de passeio aleatório.

No entanto, a afirmação de que nenhum modelo se sobrepõe à um modelo de passeio aleatório deve ser estudada. Uma questão importante é verificar se modelos mais sofisticados podem levar a resultados melhores que os de um passeio aleatório. Os modelos mais sofisticado, além do método de MQO – Mínimos Quadrados Ordinários-, são os modelos autorregressivos de média móvel (ARMA ou ARIMA) ou o método VAR – vetor autorregressivo.

Neste capítulo será utilizado como base para o estudo um modelo bastante citado na teoria revisada acima, que é o UIP – condição de paridade de juros a descoberto – visando encontrar uma estimação do modelo que fosse válida para a realidade brasileira. Para isso, apresentou-se dois modelos econométricos bastante semelhantes a fim de analisar a validade ou não da UIP. Por conseguinte, diante dos resultados pouco exitosos destes dois modelos, voltou-se novamente aos resultados já expostos na literatura econômica que indicam com bastante evidências que o câmbio segue um passeio aleatório, que será analisado pelo teste Dickey-Fuller conforme apresentar-se-á a seguir.

O presente capítulo está dividido da seguinte maneira: inicia-se com a apresentação da metodologia utilizada para as regressões econométricas. Em seguida, expõe-se um modelo utilizado para ser testado econometricamente pelo método MQO e, por conseguinte, apresenta-

se os resultados obtidos com a explicação dos principais testes efetuado. Acrescenta-se a explicação uma seção com uma análise sobre a presença de raiz unitária na série do câmbio nominal. Por fim, encerrou-se o capítulo com as considerações finais acerca do modelo proposto e os resultados obtidos.

4.1 METODOLOGIA

Neste momento busca-se verificar empiricamente a validade de um modelo teórico apresentado no capítulo 3. Para o desenvolvimento destes testes empíricos, uma amostra quantitativa de dados foi coletada a fim de estudá-la econometricamente – método muito utilizado nas Ciências Econômicas a fim de gerar modelos para previsão.

O modelo será estimado pelo método de MQO – Mínimos Quadrados Ordinários- que postula a linearidade nos parâmetros, que a média condicional do termo de erro é zero, que não existe multicolinearidade perfeita, que a variância do erro seja constante (ou seja, existência de homocedasticidade), que não exista autocorrelação serial e que os termos de erro sigam uma distribuição normal. Sob estas hipóteses, o estimador de MQO possui a menor variância dentro da classe de todos os estimadores lineares não viesados, propriedade conhecida como BLUE, e referenciada como Teorema de Gauss-Markov.

Considerando um modelo de regressão simples,

$$y_i = \alpha + \beta x_i + \varepsilon_i \quad (26)$$

Em que y_i , para todo $i = 1, 2, \dots, n$ é a variável dependente, x_i é a variável independente e ε_i é o termo de erro do modelo, busca-se escolher como estimativa de α e β , os valores $\hat{\alpha}$ e $\hat{\beta}$ que minimizam a soma dos erros, a soma absoluta dos resíduos e a soma dos quadrados dos erros. A escolha deste modelo vai ao encontro do estudo efetuado por Cheung et al (2017), no qual utilizam também o MQO para a modelagem da taxa de câmbio. Sendo assim, buscar-se-á uma equação a ser estimada a partir de um modelo fundamentado na literatura econômica. Adicionalmente, os mecanismos utilizados serão utilizados para a análise da série do câmbio. O modelo proposto será estimado pelo método de MQO utilizando o software Gretl.

4.2 MODELO UTILIZADO

O presente trabalho abordará 2 modelos visando obter uma equação estimada válida e que, posteriormente, pudesse gerar previsões para as variações do câmbio. Dessa forma, o modelo A) estimará a UIP buscando verificar se a primeira diferença do diferencial de juros

com uma defasagem explica a primeira diferença do logaritmo do câmbio nominal. O modelo B) será a estimação de modelo semelhante ao A), que representa a UIP, porém introduzindo a variável da primeira diferença do logaritmo do câmbio nominal defasado.

Ao se tratar do mercado de ativos, a eficiência especulativa é refletida na paridade da taxa de juros a descoberto, a UIP. Conforme pode-se verificar no capítulo anterior que trouxe a teoria acerca dos modelos de determinação da taxa de câmbio, verificou-se a UIP como uma condição para demais modelos. Em outras palavras, sob a vigência de alguns modelos de abordagem monetária, é preciso que a UIP também seja válida. Para tanto, buscar-se-á verificar empiricamente sua eficiência por meio de estimações econométricas nesta seção.

Sendo a condição da paridade descoberta de juros, conforme a equação (8):

$$\varepsilon(\Delta s) = i - i^*$$

Onde $\varepsilon(\Delta s)$ representa a expectativa de retorno do mercado da taxa de câmbio entre o tempo atual (t) e o futuro (t+1), ou seja, a depreciação esperada da taxa de câmbio, ao determinar a taxa de câmbio pela relação de arbitragem entre as rentabilidades domésticas (i) e externas (i^*). Desta equação, decorrem as equações dos modelos A) e B) a serem estimadas conforme segue.

Modelo A):

Neste modelo buscar-se-á estimar uma equação em que a variação do logaritmo do câmbio nominal fosse explicada simplesmente pela variação do diferencial de juros com uma defasagem, além de uma constante e do termo de erro. A equação a ser estimada será:

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta D_{t-1} + \varepsilon_t \quad (27)$$

Onde,

$\Delta Y_t = \Delta \ln s_t$, ou seja, a primeira diferença do logaritmo natural da taxa de câmbio nominal mensal (fim do período);

$\Delta D_{t-1} = \Delta(i - i^*)_{t-1}$, ou seja, a primeira diferença do diferencial de juros mensal defasado em um período, na qual i é a taxa de juros doméstica e i^* é a taxa de juros externa;

$\beta_0 =$ constante;

$\varepsilon_t =$ erro aleatório.

Modelo B):

Neste modelo focar-se-á na estimação da UIP, em que se considera, além da variação do diferencial de juros, a variação do câmbio nominal com uma defasagem. Este é o modelo

utilizado em vários trabalhos acadêmicos estudados, como por exemplo, o modelo proposto por Cheung et al (2017). A equação a ser estimada será:

$$\Delta Y_t = \beta_1 \Delta Y_{t-1} + \beta_2 \Delta D_{t-1} + \varepsilon_t \quad (28)$$

Onde:

$\Delta Y_t = \Delta \ln s_t$, ou seja, a primeira diferença do logaritmo natural da taxa de câmbio nominal mensal (fim do período);

$\Delta Y_{t-1} = \Delta \ln s_{t-1}$, ou seja, a primeira diferença do logaritmo natural da taxa de câmbio nominal mensal, defasada em um período (fim do período);

$\Delta D_{t-1} = (i - i^*)_{t-1}$, ou seja, a primeira diferença do diferencial de juros mensal defasado em um período, na qual i é a taxa de juros doméstica e i^* é a taxa de juros externa;

$\varepsilon_t =$ erro aleatório.

4.3 VARIÁVEIS UTILIZADAS

Para o modelo proposto utilizou-se variáveis que apresentaram relevância nos modelos teóricos quanto nos testes empíricos. Para a análise econométrica, foram utilizadas 179 observações, que consistem em dados mensais de dezembro de 2001 a outubro de 2016. Conforme exposto no primeiro capítulo, o ano de 2001 foi de bastante tensão não só em questões brasileiras, mas também para a economia mundial. Tendo isto em mente, a amostra a partir de dezembro de 2001 conta com dados americanos posteriores aos ataques terroristas nos Estados Unidos e dados prévios ao ano de 2002 que foi muito turbulento na questão econômica brasileira diante das eleições presidenciais que vieram a eleger Lula como presidente.

Os dados utilizados para explicar o comportamento da taxa nominal de câmbio foram: a taxa de câmbio nominal, a taxa de câmbio nominal defasada em um período, a taxa básica de juros brasileira e a taxa básica de juros americana.

A taxa de câmbio considerada foi a taxa de câmbio nominal em R\$/US\$, compra, fim do período mensal, série 3695 do BCB. A fonte é do Sisbacen PTAX800. Portanto, a taxa de câmbio utilizada foi o valor do dólar de fim de mês, com base nas taxas PTAX800 divulgadas pelo BCB. A defasagem da taxa de câmbio utilizada foi gerada no próprio software Gretl.

A taxa básica de juros utilizada para o Brasil foi a taxa de juros SELIC acumulada no mês e anualizada, série 4189 do BCB-DEMAB, apresentada em %a.a. e disponível no SGS – Sistema Gerenciador de Séries Temporais v2.1 do Banco Central do Brasil¹⁴.

Para os Estados Unidos, a taxa de juros utilizada foi a *Fed Funds Effective Rate*, anualizada, expressa em % a.a. extraída a partir da série H.15, disponível no site do Federal Reserve¹⁵.

O diferencial das taxas de juros brasileiras e americanas foi obtido pela simples subtração da taxa de juros SELIC e da taxa de juros dos Fed Funds. A defasagem deste diferencial foi gerada no software Gretl.

4.4 RESULTADOS OBTIDOS

O trabalho empírico que lida com séries temporais pressupõe que a série temporal subjacente seja estacionária. Para uma série temporal ser caracterizada com estacionária é necessário que sua média, variância e autocovariância não variem com o tempo. No entanto, a não-estacionariedade está presente em muitas das séries temporais financeiras, que apresentam raiz unitária. Neste caso incluem-se séries de preços de ações, PIB e da taxa de câmbio, por exemplo.

A identificação da presença de raiz unitária, ou seja, da não-estacionariedade de uma série aleatória, é feita por meio do teste Dickey-Fuller. Sendo comprovada a existência de raiz unitária, uma possibilidade de transformar a série temporal não estacionária em uma série estacionária, isto é, sem presença de raiz unitária, é fazer a diferenciação da série. Caso a questão não seja solucionada, deve-se prosseguir com mais diferenciações da série. Este é um procedimento suficiente para que não se produza uma regressão espúria, ou seja, sem sentido.

Como era de se esperar, ao efetuar-se o teste Dickey-Fuller, para as variáveis que constam no modelo A), a fim de verificar a existência de raiz unitárias nas séries temporais utilizadas para presente análise, identificou-se a não estacionariedade das séries em nível. Conforme a tabela (1), não se rejeita a hipótese nula de existência de raiz unitária para as séries

¹⁴ SGS – Sistema Gerenciador de Séries Temporais v2.1 do Banco Central do Brasil, disponível em: <https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>. Acessado em 07/06/2017.

¹⁵ *Data Download Program* do Federal Reserve dos Estados Unidos da América, disponível em: <https://www.federalreserve.gov/datadownload/Download.aspx?rel=H15&series=d7e27b7b09a3a7feae95b9c61781fcd8&filetype=sheetml&label=include&layout=seriescolumn&from=01/01/1994&to=04/30/2017>. Acessado em 07/06/2017.

das variáveis I_Cambio e $DifJuros$. Já no teste para a primeira diferença, rejeita-se a hipótese nula de existência de raiz unitária a 1% de significância.

Tabela 1 - Testes ADF aumentado das variáveis em nível (teste com constante)

Variável	Estatística teste	P-valor	Estatística teste	P-valor
	Nível		1ª diferença	
I_Cambio	-1,42835	0,57	-7,67543	4,04E-12
$DifJuros$	-2,17259	0,2166	-3,96081	0,001635

Fonte: Elaborado pela autora.

No entanto, coloca-se então em discussão a possibilidade de co-integração das variáveis do modelo. No caso das variáveis do modelo possuem uma tendência estocástica e serem, portanto, $I(1)$ – que demonstra a primeira diferença da variável e fim de obter a estacionariedade –, é necessário que o resíduo da combinação linear dessas variáveis seja $I(0)$ – sem necessidade de diferenciação. Portanto, segundo Gujarati (2012), neste caso diz-se que as variáveis são co-integradas o que significa, do ponto de vista econômico, que elas possuem uma relação de longo prazo. Em suma, para que se possa considerar a co-integração das variáveis que são de ordem $I(1)$, deve-se analisar os resíduos da regressão estimada, estes que devem ser de ordem $I(0)$.

Prossegue-se, portanto, com a regressão das variáveis acima e analisa-se o seu resíduo. Caso rejeite-se a hipótese de raiz unitária do resíduo, tem-se o caso da co-integração das variáveis. Caso não se rejeite, as variáveis não são co-integradas e será necessário diferenciá-las a fim de obterem-se séries estacionárias.

Tabela 2 - Teste ADF aumentado para resíduo da regressão das variáveis I_Cambio e $DifJuros$

Variável	Estatística teste	P-valor	Estatística teste	P-valor
	Nível		1ª diferença	
Resíduo	-1,82476	0,3688	-6,55275	5,02E-09

Fonte: Elaborado pela autora.

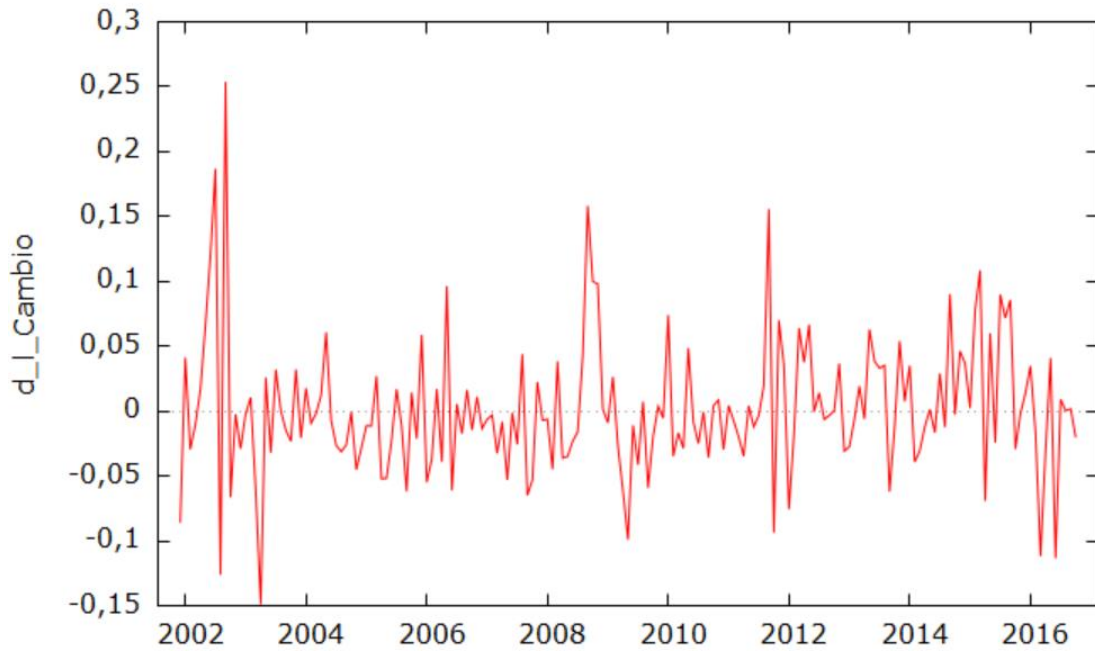
Os dados da tabela da tabela (2) demonstram que o resíduo da regressão das variáveis (I_Cambio e $DifJuros$), em nível, possui raiz unitária uma vez que não rejeita a hipótese nula da presença de raiz unitária diante do p-valor alto. Logo, o resíduo também é de ordem $I(1)$, ou seja, não é estacionário e, portanto, não há cointegração. Caso contrário, obter-se-ia uma regressão espúria.

A questão exposta acima implica na necessidade de fazer a primeira diferença das variáveis do modelo A) e B). Portanto, utilizar-se-á as variáveis na sua primeira diferença, ou seja, na primeira diferença do logaritmo natural do câmbio nominal como variável dependente e a primeira diferença do diferencial de juros entre Brasil e EUA como variável regressora.

Ressalta-se que os testes acima foram efetuados sob a variável em si, ou seja, da série de câmbio nominal e da série dos diferenciais de juros. Deste momento em diante, o estudo passar-se-á utilizar o logaritmo natural do câmbio nominal.

Verifica-se abaixo o gráfico dos dados da primeira diferença do logaritmo do câmbio.

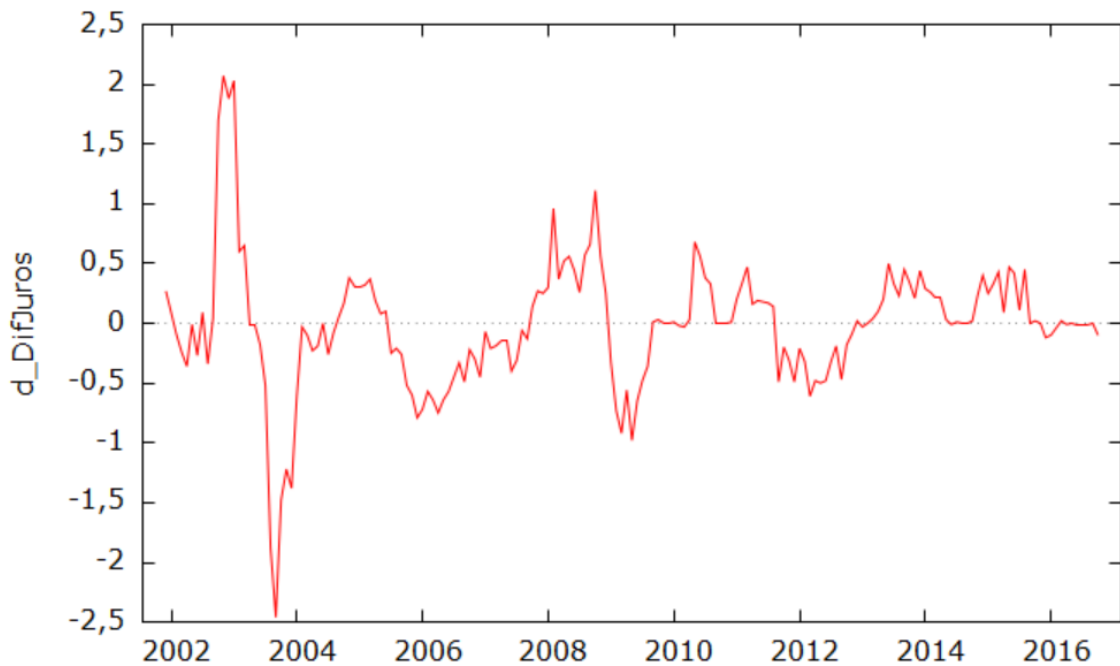
Gráfico 5 - Primeira diferença do logaritmo do câmbio nominal



Fonte: Elaborado pela autora. Gráfico gerado pelo software Gretl.

Abaixo, o gráfico 6 mostra a série da primeira diferença do diferencial de juros.

Gráfico 6 - Primeira diferença do diferencial de juros



Fonte: Elaborado pela autora. Gráfico gerado pelo software Gretl.

4.4.1 Estimação

Superada a questão da estacionariedade e tendo diferenciado as variáveis, analisar-se-á os resultados da regressão conforme seus modelos apresentados na seção 4.2.

Modelo A)

Neste modelo, de uma maneira geral, buscar-se-á explicar a taxa de câmbio pelo diferencial de juros dos países. Conforme já exposto acima, as variáveis não estão em nível, mas sim em sua primeira diferença – necessário para tornar a série não estacionária. Após a estimação por MQO da equação (27), obtêm-se as seguintes estatísticas que serão analisadas a seguir.

Tabela 3 - Dados da regressão do modelo A)

MQO, usando observações de 12/2001 a 10/2016

Variável dependente: d_1_Cambio

Variável explicativa	Coefficiente	Erro padrão	Razão t	p-valor
const	0,00134435	0,00396065	0,3394	0,7346
d_DifJuros_1	0,00389711	0,00731147	0,533	0,5947
<hr/>				
Média var. dependente	0,001283			
Soma resíd. quadrados	0,486583			
D.P. var. dependente	0,052861			
E.P. da regressão	0,052967			
R-quadrado	0,001603			
R-quadrado ajustado	-0,004038			
P-valor (F)	0,594693			
Critério de Akaike	-541,863			
Critério Hannan-Quinn	-539,2781			
Durbin Watson	2,099505			
F(1,177)	0,284103			
Log da verossimilhança	272,9315			
Critério de Schwarz	-535,4883			
rô	-0,058227			

Fonte: Elaborado pela autora. Dados gerados pelo software Gretl.

O coeficiente de determinação, o R^2 , explica a proporção da variação de Y que é explicada, conjuntamente, pelas variáveis explicativas. O seu resultado situa-se entre 0 e 1, sendo que quando este for 1 entende-se que a regressão explica 100% da variação de Y. Sendo assim, identifica-se que o R^2 do modelo é muito baixo, o que indicaria que a variação do log do câmbio nominal não é bem explicado pelos regressores.

Sendo assim, o modelo de estimação que se tem é:

$$\Delta \hat{Y}_t = 0,0013 + 0,0039 \Delta D_{t-1} \quad (29)$$

Primeiramente, inicia-se a análise dos dados acima com significância das variáveis. Neste modelo verificou-se que tanto a constante quanto a primeira diferença do diferencial de juros com uma defasagem não são significativas. Conforme os dados da tabela (3), o p-valor alto da constante e do diferencial de juros defasado em um período não rejeitam a hipótese nula de os seus coeficientes serem zero - indicando que estas variáveis não são significativas no modelo. Ou seja, a variação do logaritmo do câmbio, portanto, é muito pouco explicada pela constante e pela variação do diferencial de juros defasado.

Para que a UIP fosse válida, esperar-se-ia que apenas o coeficiente do diferencial de juros fosse significativo, ou seja, que a taxa de câmbio fosse explicada somente pelo diferencial de juros, implicando a condição de obtermos $\beta_2 = 1$. Como não se verifica isto, rejeita-se prontamente este modelo.

Mesmo diante destas conclusões, prosseguir-se-á com a análise deste modelo a fim de verificar se ele realmente segue as premissas clássicas para que se possa utilizar o método MQO – mínimos quadrados ordinários, como estimador adequado.

É importante analisarmos também a distribuição dos resíduos, que de acordo com a premissas do modelo de MQO devem ser normalmente distribuídos. No entanto, Gujarati (2016, p.274) relaxa essa premissa e coloca: “o fato de que se os distúrbios não são distribuídos normalmente, ainda assim os estimadores de MQO são distribuídos de modo assintótico e normal (sob a hipóteses da variância homocedástica e dos X fixos) é pouca valia [...]”. Sendo assim, uma vez que não rejeitamos a hipótese de homocedasticidade, prossegue-se o estudo mesmo tendo rejeitada a hipótese de normalidade dos resíduos.

A questão da homocedasticidade dos resíduos é uma das premissas básicas do MQO e refere-se à distribuição dos termos de erro do modelo. Assim, a premissa supõe que os termos de erro possuam a mesma variância. Por outro lado, caso a hipótese de homocedasticidade seja rejeitada, tem-se a heterocedasticidade que remete a uma dispersão desigual dos termos de erro.

A verificação da presença de heterocedasticidade é feita por meio do teste de White. Este teste pressupõe que as variâncias dos resíduos se relacionam funcionalmente aos regressores. Logo, testa-se a hipótese nula de que os resíduos são sem heterocedasticidade. Os resultados obtidos estão na tabela 4 abaixo.

Tabela 4 - Teste de White para o modelo A)

Hipótese nula: sem heterocedasticidade
 Estatística de teste: LM=0,579126
 com p-valor = P (Qui-quadrado (2) > 0,0579126) = 0,748591

Fonte: Elaborado pela autora. Dados gerados pelo software Gretl.

Para a questão da homocedasticidade, o teste de White não rejeita a hipótese nula, ou seja, de que não haja heterocedasticidade. Sendo assim, aceitamos a homocedasticidade dos resíduos¹⁶.

Outra premissa básica do MQO é a ausência de autocorrelação do modelo, que pode ser definida como correlação entre integrantes da série ordenadas no tempo ou espaço. O MCRL pressupõe que não haja autocorrelação entre os termos de erro. A sua verificação pode ser feita através do teste para detectar a correlação serial, que é o teste d de Durbin-Watson¹⁷. O teste é simples e o Gretl nos disponibiliza os resultados das estatísticas. A elaboração do teste baseia-se na elaboração de um limite inferior, d_L , e um limite superior, d_U , tais que se o d calculado estiver fora desses valores críticos, é possível tomar uma decisão quanto à presença de uma correlação seria positiva ou negativa.

Os valores críticos para a presente amostra e regressão são: $d_U = 1,7667$ e $d_L = 1,7442$. E para o teste de Durbin-Watson obteve-se a estatística $d = 2,0995$. Logo, a ausência de autocorrelação é confirmada. Portanto, não temos evidências de autocorrelação, o que também é reforçado com o teste de Breusch-Godfrey, com o teste LM para uma defasagem que nos fornece um p-valor de 0,0684, que nos leva a não rejeitar H_0 , que mais uma vez é a hipótese de sem autocorrelação.

O que se pode verificar neste modelo é que, apesar de seus testes apresentarem satisfatórios, a primeira diferença do diferencial de juros defasado em um período não explica bem a primeira diferença do log do câmbio nominal. Ou seja, as estatísticas deste modelo indicam que, apesar da teoria econômica pressupor que o diferencial de juros entre dois países deveria explicar a depreciação da taxa de câmbio entre estas duas economias, isto não é comprovado empiricamente para a amostra utilizada.

Modelo B):

Este modelo testa a validade da UIP considerando-se como regressores o diferencial das taxas de juros defasadas e o próprio logaritmo do câmbio defasado, mas sem constante.

¹⁶ Adicionalmente, foi usado o modelo ARCH para testar a presença de heterocedasticidade autorregressiva, onde a hipótese nula de não existência de heterocedasticidade autorregressiva foi rejeitada.

¹⁷ O teste foi desenvolvido pelos estatísticos Durbin, J. e Watson, G. S.

Também se considera a primeira diferença das variáveis *haja vista* que, em nível, elas não são estacionárias. Sendo assim, os resultados da estimação do modelo geram os seguintes resultados:

Tabela 5 - Dados da regressão do modelo B)

MQO, usando observações de 12/2001 a 10/2016

Variável dependente: *d_1_Cambio*

Variável explicativa	Coefficiente	Erro padrão	Razão t	p-valor
<i>d_DifJuros_1</i>	0,0040006	0,00730936	0,5473	0,5848
<i>d_1_Cambio_1</i>	-0,0445935	0,0747744	-0,5964	0,5517
<hr/>				
Média var. dependente	0,001283			
Soma resíd. quadrados	0,495909			
D.P. var. dependente	0,052861			
E.P. da regressão	0,052932			
R-quadrado não centrado	0,003546			
R-quadrado centrado	0,002956			
P-valor (F)	0,730218			
Critério de Akaike	-542,2059			
Critério Hannan-Quinn	-539,521			
Durbin Watson	1,989726			
F(2,177)	0,314971			
Log da verossimilhança	273,0529			
Critério de Schwarz	-535,7311			
<i>rô</i>	-0,003552			

Fonte: Elaborado pela autora. Dados gerados pelo software Gretl.

Novamente as variáveis não se apresentaram significativas diante da análise de seu p-valor que é bastante alto – o que não rejeita a hipótese nula dos coeficientes serem zero. Mesmo assim, a equação do modelo estimado obtida é:

$$\Delta \hat{Y}_t = -0,0446 \Delta Y_{t-1} + 0,004 \Delta D_{t-1} \quad (30)$$

Quando utilizada a primeira diferença do logaritmo do câmbio com uma defasagem encontrou-se resultados de coeficientes negativos para esta variável, o que parece não ter muita explicação econômica. Além deste modelo, visando obter um modelo que se apresentasse mais adequado, observou-se que ao estimar a equação (28) com a primeira diferença do logaritmo do câmbio nominal com dois períodos de defasagens, esta variável torna a ter coeficiente com sinal positivo. Porém esta conclusão acarreta em nenhuma significância econômica.

Da mesma forma que no modelo A), neste modelo os resíduos não são normalmente distribuídos, mas isto não impedirá o prosseguimento do estudo. Já a verificação para a presença de heterocedasticidade, que é feita por meio do teste de White, rejeita a presença de homocedasticidade. Logo, este é mais um problema do modelo. Os resultados obtidos são de

um p-valor bastante baixo, o que corrobora com a rejeição da hipótese nula de ausência de heterocedasticidade. Não será proposto aqui a estimação por mínimos quadrados ponderados, uma vez que este não é o objetivo do trabalho. Assim sendo, este modelo é prontamente rejeitado.

Já a premissa da ausência de autocorrelação não é confirmada neste modelo ao efetuar-se o teste de L-Jung Box, o qual rejeita a hipótese nula de ausência de autocorrelação, diante do p-valor de 0,0283 verificado no teste.

Sendo assim, este modelo não pode ser considerado válido nem estatisticamente, nem economicamente para este estudo diante da amostra de dados disponíveis. Os resultados não corroboram a teoria econômica, muito embora o modelo econométrico esteja corretamente especificado.

4.5 CÂMBIO COMO PASSEIO ALEATÓRIO

Conforme já exposto, os autores mais expoentes no assunto sobre a taxa de câmbio seguir um passeio aleatório foram Meese e Rogoff (1983) que concluíram que os resultados de previsão de nenhum outro modelo estrutural se sobrepõem aos resultados de previsão de um modelo de passeio aleatório¹⁸. Cheung et al (2017) também chega a uma conclusão semelhante para uma amostra de dados mais recente.

Aqui cabe uma análise do teste Dickey-Fuller¹⁹ nos leva ao fato da série da taxa de câmbio nominal possuir raiz unitária. Na seção 4.4 já se expôs brevemente esta conclusão que será aqui revisada.

Como estava-se utilizando o logaritmo da taxa de câmbio para a análise dos modelos, esta mesma forma também será utilizada neste momento, uma vez que esta é uma forma que pode ser aplicada às variáveis monetárias positivas e ajusta bem os dados. Então, mesmo na sua forma original ou logarítmica os resultados obtidos sobre a ordem da série do câmbio é a mesma neste caso. Logo, o teste Dickey-Fuller aumentado para o logaritmo do câmbio nominal em nível apresenta os seguintes resultados:

¹⁸ Suas análises basearam-se na comparação de um passeio aleatório sem *drift*.

¹⁹ O teste estima uma autorregressão no modelo $y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$, em que a hipótese nula do modelo é a existência de pelo menos uma raiz unitária ($\rho = 1$) e a hipótese alternativa em que não haja raiz unitária ($\rho < 1$). Este modelo pode ser apresentado também na sua diferença.

Tabela 6 - Teste ADF Aumentado para I_Cambio

Variável: I_Cambio

Incluindo 7 defasagens de (1-L)I_Cambio

	Teste sem constante	Teste com constante	Teste com constante e tendência
Modelo	$(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$	$(1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$	$(1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
Valor estimado de (a - 1)	0,000519817	-0,0181143	-0,0159209
p-valor assintótico	0,7197	0,7244	0,95

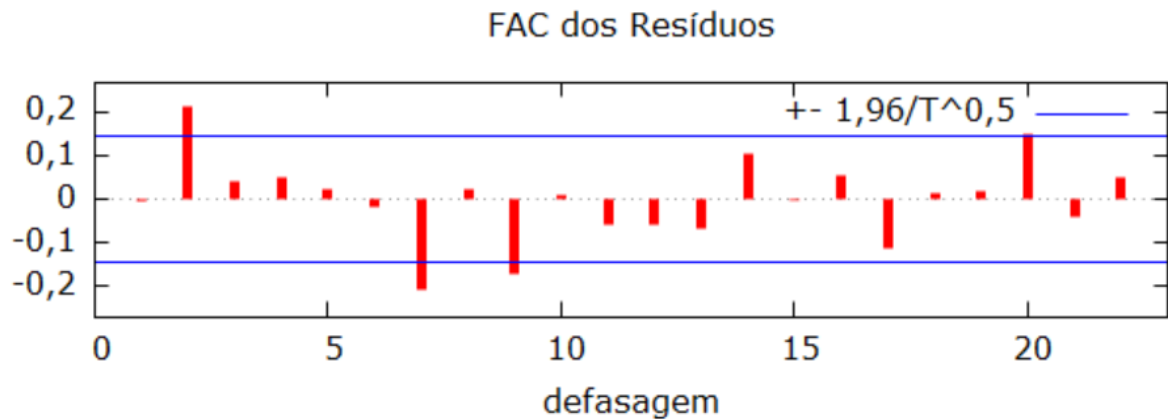
Fonte: Elaborado pela autora. Dados gerados pelo software Gretl.

O que se pode inferir a partir dos resultados deste teste, em que a hipótese nula é a de existência de raiz unitária, ou seja $a=1$, é que de fato a série em nível do logaritmo do câmbio nominal possuiu raiz unitária. O p-valor para os 3 testes apresenta-se alto, o que não rejeita a hipótese nula. Além disso, diante dos resultados do valor estimado de $a-1$ para os modelos propostos tanto sem constante, como com constante e com constante e tendência, a presença de raiz unitária é confirmada ao não se afirmar que o valor estimado de $(a-1)$ é estatisticamente diferente de 1.

De acordo com os resultados obtidos acima, tem-se que a série da taxa de câmbio selecionada para este estudo segue um passeio aleatório. Não somente para este período, mas em geral as taxas de câmbio apresentam este comportamento. É importante ressaltar que o presente estudo foi efetuado com base no logaritmo natural da série da taxa de câmbio nominal, mas a mesma conclusão é obtida se utilizada a série de câmbio na sua forma original em nível, ou seja, a própria série da taxa de câmbio nominal.

Fato curioso que decorreu do modelo B) refere-se à questão da variável explicativa da primeira diferença do logaritmo do câmbio nominal com um período de defasagem. Esta variável não se apresentou significativa no modelo e ainda apresentou um coeficiente negativo. A partir do correlograma deste modelo estimado, identificou-se uma discrepância no lag 2, conforme pode ser identificado no gráfico 7. Assim, ao estimar-se o câmbio com duas defasagens os resultados econométricos tornavam-se mais satisfatórios e com coeficientes positivos, inclusive significativos a 95% de confiança. No entanto, economicamente isto não parece ter muita relevância. Por exemplo, dizer que a variação do câmbio em $t-1$ influenciou no câmbio t é bem mais razoável do que se dizer que a variação do câmbio de $t-2$ influenciou nas cotações da taxa de câmbio nominal de hoje. Sendo assim, nada melhor que utilizar a última informação disponível para a previsão do câmbio no futuro, o que caracteriza um passeio aleatório. A hipótese da série do câmbio seguir um passeio aleatório é provada com o teste Dickey-Fuller que demonstra com dados bastante significativos a presença de raiz unitária na série, indicando fortemente que a série segue um passeio aleatório.

Gráfico 7 - Correlograma dos resíduos do modelo B)



Fonte: Elaborado pela autora. Gráfico gerado pelo software Gretl.

Diante da análise exposta sobre a possibilidade sobre a taxa de taxa de câmbio seguir um modelo de passeio aleatório tem-se que a melhor previsão de Y_{t+h} , ou seja, o seu valor no futuro, será o valor de Y hoje, em t (WOOLDRIDGE, 2006). Sendo assim, nada melhor que utilizar a última informação disponível para a previsão do câmbio no futuro.

4.6 CONSIDERAÇÕES FINAIS AO CAPÍTULO

Ao passo que as estimações da UIP não retornaram resultados significativos, não se pode a considerar um modelo válido para a determinação da taxa de câmbio. A variação do diferencial das taxas de juros brasileiras e norte-americanas não explicam as variações do câmbio nominal e, por isso não se deve utilizar este modelo para prever o câmbio.

Este resultado não é simples, uma vez que as estimações efetuadas neste trabalho corroboram com a literatura econômica acerca da inviabilidade da paridade das taxas de juros a descoberto como um modelo de determinação da taxa de câmbio. A necessidade de efetuar-se a primeira diferença para a obtenção de séries não-estacionárias fez dos modelos péssimos estimadores. Ao se efetuar as estimações com as variáveis em nível, encontrou-se alguns dados mais significativos, mas que também demonstravam que a UIP não é válida como um modelo estimado. Cheung, Chin e Pascual (2005) também concluem que, ao estimarem 5 modelos estruturais na primeira diferença, obtiveram resultados falhos.

Previsões não chegaram a ser efetuadas para estes modelos uma vez que eles não eram significativos, então nada se pode concluir sobre um horizonte que ela se tornaria válida.

Ainda é importante ressaltar que a amostra de dados mensais pode ter contribuído com os resultados obtidos. Os dados estão corretos, porém ocorre que houveram quebras estruturais no período analisado. Conforme já exposto, a amostra inicia em dezembro de 2001, o que

elimina as variações dos diferenciais de juros e do dólar verificados durante o ano de 2001 que foi bastante conturbado tanto para a economia brasileira e ainda mais para a economia americana por conta do temor com os atentados terroristas. No entanto, a amostra utilizada conta com os dados de 2003 que apresentaram um grande descolamento da trajetória dos juros brasileiros em relação aos juros americanos, uma vez que os primeiros passaram a ter uma trajetória de queda bastante rápida por conta de melhores resultados verificados com a inflação brasileira na segunda metade do ano de 2003. De forma análoga, no ano de 2009, diante da crise econômica enfrentada globalmente, o diferencial de juros voltou a cair. Neste caso, identifica-se que tanto os juros brasileiros quanto os americanos apresentaram forte queda. No período posterior à esta época, verifica-se que o diferencial de juros apresenta uma variação bem mais harmoniosa, sem grandes saltos ou quedas. Outra questão que se pode inferir é a periodicidade de dados: dados mensais para o câmbio (ainda mais câmbio de final de mês, como a PTAX 800) e do diferencial de juros (americanos e brasileiros) podem não captar todo o movimento cambial e de juros necessários para a estimação correta da UIP.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A partir de janeiro de 1999, o Banco Central do Brasil alterou o regime de câmbio semifixo para câmbio flutuante e seis meses depois introduziu o regime de metas de inflação. Objetivava, então, manter o controle da inflação - problema recorrente na economia brasileira - por meio da manipulação das taxas de juros. Diante desta conjuntura e da possibilidade de flutuação do câmbio, iniciou-se um período interessante para a análise específica da taxa de câmbio brasileira. Sendo assim, com base na trajetória do Plano Real e na estrutura do mercado cambial brasileiro, buscou-se analisar um possível modelo para a determinação da taxa de câmbio nominal em Reais em relação ao Dólar Norte Americano para o período de dezembro de 2001 a outubro de 2016. Para isso, o presente trabalho trouxe um estudo que tratou dos principais modelos de determinação de câmbio propostos pela literatura econômica. É notório que novos estudos surgem a cada ano, diante da grande dinâmica que o estudo da taxa de câmbio oferece aos economistas, mas estes não foram tratados neste trabalho.

Dos modelos apresentados, tem-se que a paridade do poder de compra – PPP – aplica-se ao mercado de bens e indica uma taxa de câmbio quando os preços de duas economias estão em equilíbrio. Para o mercado de ativos, apresentam-se as condições da paridade da taxa de juros a descoberto (a UIP) e a coberta (CIP). A diferença entre as duas está na questão do risco sobre as moedas, sendo que a primeira utiliza a taxa de câmbio à vista esperada enquanto a segunda considera já uma taxa de câmbio à vista futura. Entre estas duas, UIP é a condição mais utilizada na literatura. Acrescentou-se também toda uma análise da abordagem monetária para o Balanço de Pagamentos, que se desdobra no equilíbrio de Conta Corrente e Conta Financeira. Desta última, deriva-se os modelos de preços flexíveis e de preços rígidos, o caso do *overshooting* da taxa de câmbio. O que se observou foi que para a validade dos modelos da abordagem monetária, tem-se como pressuposto a validade da UIP – condição da paridade da taxa de juros a descoberto. Por conta disso, investigou-se mais profundamente a sua validade para o caso brasileiro.

Verificou-se que empiricamente o modelo de determinação de câmbio da paridade da taxa de juros a descoberto - a UIP, que é utilizada como pressuposto válido para modelos mais complexos de determinação de câmbio - não é validada pelos modelos econométricos estimados pelo método de MQO para o período citado. Os resultados empíricos obtidos neste estudo indicaram que a variação do diferencial de juros não explica a variação do logaritmo do câmbio nominal, resultado que corrobora com outros estudos empíricos já realizados na literatura econômica que indicam o modelo não é válido. Os resultados referentes às estimações de dois

modelos, que buscavam representar a UIP, demonstraram coeficientes não significativos. Diante disto, não se procedeu com as previsões dos modelos que buscariam analisar qual dos dois modelos melhor se encaixaria para determinar a taxa de câmbio brasileira.

Muito embora tenha-se apresentado modelos mais complexos para a determinação da taxa de câmbio e que tratam das mais variadas variáveis econômicas como taxas de juros, nível de preços, de produção, nível de moeda (M1), este trabalho buscou analisar a validade da paridade da taxa de juros a descoberto para a determinação da taxa de câmbio brasileira para o período analisado. Diante da invalidez do modelo da UIP para o período analisado, retomou-se a questão de o câmbio seguir um passeio aleatório, conforme exposto por Meese e Rogoff (1983 e 1988). O resultado de que a série da taxa de câmbio brasileiro possui raiz unitária é obtido ao se demonstrar pelo teste ADF-aumentado a existência de raiz unitária, indicando que a série da taxa de câmbio seguiria um modelo de passeio aleatório.

Sendo assim, demonstra-se que o modelo proposto pela paridade da taxa de juros a descoberto não pode ser considerado válido para o caso brasileiro no período analisado. Por conseguinte, considerar que o câmbio segue um passeio aleatório é uma boa forma de análise e determinação deste: nada melhor que o passado acrescido de um possível choque para a determinação da taxa de câmbio nominal brasileira. Nos últimos anos, diante da crise econômica e principalmente política que se enfrenta, alguns modelos que tratam apenas de variáveis econômicas não são o suficiente para gerar modelos satisfatórios para a determinação da taxa de câmbio nominal brasileira.

REFERÊNCIAS

- ARAÚJO, J. D. P. **Suavizando movimentos da taxa de câmbio ou adicionando volatilidade? Um estudo empírico sobre intervenções do Banco Central no mercado de câmbio.** 2004. Dissertação (Mestrado em Economia) – Departamento de Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2004.
- AVERBUG, A; GIAMBIAGI, F. **A crise brasileira de 1998/1999** – origens e consequências. Rio de Janeiro, BNDES, 2000, Texto para Discussão n. 77.
- BAER, Werner. **A economia brasileira.** São Paulo: Nobel, 1996.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Perguntas frequentes (FAQs) sobre a conversão de BPM5 para BPM6.** Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/ftp/infecon/faqbpm6p.pdf>. Acessado em 17/05/2017.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. Sistema gerenciador de séries temporais v2.1. Disponível em: <https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>. Acessado em 07/06/2017.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Série de perguntas mais frequentes.** 2016. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/conteudo/home-ptbr/FAQs/FAQ%2009-Risco%20Pa%C3%ADs.pdf>. Acessado em 08/05/2017.
- BASTOS, E. K. X.; FONTES, P. V. S. Mercado de câmbio brasileiro, intervenções do Banco Central e controles de capitais de 1999 a 2012. IPEA, **Carta de Conjuntura**, Brasília, p99-108, 2013.
- BM&FBOVESPA. **Manual de operações da Roda de Dólar Pronto.** 2010.
- CARVALHO, D. F. Paridade Descoberta da Taxa de Juros da Economia Brasileira num Ambiente de Crise Financeira Mundial: Teoria e Evidência Empírica. Belém, 2012. Disponível em: <http://www.ppgeconomia.ufpa.br/documentos/RegimeCambialUFRS.pdf>. Acessado em 29/06/2017.
- CAVES, R. E.; FRANKEL, J.; JONES, R. W. **Economia internacional: comércio e transações globais.** 8ª ed. São Paulo: Saraiva, 2001.
- 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**, v. 24, p.1150-1175, 2005.

CHEUNG, Y.W. et al. **Exchange rate prediction redux: new models, new data, new currencies**. National Bureau of Economic Research, Cambridge, 2017. Working paper, n.23271.

CORRÊA, M. F.; LACHTERMACHER, G.; MACHADO, M. A. S. Introdução de redes neurais em modelos de médias móveis na previsão de preços. **Resenha BM&F**. S/l, n.167, 2006, p.89-97.

De aprovação recorde ao impeachment: relembre os principais momentos do governo Dilma. Disponível em: <http://www.bbc.com/portuguese/brasil-37207258>. Acessado em 20/03/2017.

ENGEL, C. Exchange rates and interest parity. **Handbook of International Economics**. 2014, v.4. p. 453-517.

Fazenda enumera razões que permitiram queda da Selic. Disponível em: <http://economia.estadao.com.br/noticias/geral,fazenda-enumera-razoes-que-permitiram-queda-da-selic,20030929p21984>. Acessado em 23/06/2017.

FERNANDES, A. V. **Microestrutura do mercado cambial brasileiro: comparação do mercado à vista e futuro**. 2008. Dissertação (Mestrado em Economia), PUC Rio, Rio de Janeiro, 2008.

FLIGENSPAN, F. Uma visão global da economia brasileira durante a vigência do Plano Real: avanços, impasses e um cenário de crescimento com exclusão. **Indicadores Econômicos FEE**, Porto Alegre: v. 26, n. 1, 1998.

_____. **Plano Real: da estabilidade à necessidade de crescer**. Porto Alegre, UFRGS, 2010 (mimeo).

FMI. **Balance of payments and international investment position manual**. Washington, 2009, 6.ed.

FRANKEL, J. Foreign exchange. **Concise Encyclopaedia of Economics**. Liberty Fund, Inc. 2005.

_____. Monetary and portfolio-balance models of exchange rate determination. **Economic Interdependence and Flexible Exchange Rates**. MIT Press. Cambridge, 1983, p84-115.

GARCIA, M. G. P.; URBAN, Fabio. **O mercado interbancário de câmbio no Brasil**. 2004. Disponível em: <http://www.economia.puc-rio.br/mgarcia/Papers/Garcia&Urban040325.PDF>. Acessado em 09/04/2017.

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

GOMES, C. T. F. A eficácia das operações de swaps cambiais como política monetária não convencional no Brasil. **Revista Brasileira de Comércio Exterior**, v.121, p.48-51, 2014.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. Banco de dados IPEADATA. Disponível em: <http://ipeadata.gov.br/Default.aspx>. Acessado em 07/06/2017.

KRUGMAN, P.; OBSTFELD, M. **Economia internacional: teoria e política**. São Paulo: Pearson, 8 ed, p.241-265, 2010.

MEDEIROS, O. R. Determinação da taxa de câmbio no Brasil: um enfoque econômico-financeiro. In: CONGRESSO DE CONTROLADORIA E CONTABILIDADE, nº 4, 2004, São Paulo. **Anais...** São Paulo: USP, 2004, s/p. Disponível em: <http://www.congressousp.fipecafi.org/anais/artigos42004/74.pdf>

MEESE, R. A.; ROGOFF, K. Empirical exchange rate models of the seventies: Do they fit out of sample? **Journal of International Economics**, v.12, p.3-24, 1983.

MEESE, R. A.; ROGOFF, K. Was It Real? The Exchange Rate-Interest Differential Relation over the Modern Floating Period, **Journal of Finance**, v. 1988, p.923-948.

OLIVEIRA, F. N., PLAGA, A. Eficácia das intervenções do Banco Central do Brasil sobre a volatilidade condicional da taxa de câmbio nominal. **Revista Brasileira de Economia**, v.65 n.1, p.71-92. Rio de Janeiro, 2011.

ROGOFF, K. The purchasing power parity puzzle. **Journal of Economic Literature**, v.34, n. 2, 1996, p.647-668.

ROSSI, B. **Are Exchange Rates Really Random Walks?** Some Evidence Robust to Parameter Instability. 2005. Disponível em: <http://public.econ.duke.edu/~brossi/emtpvp.pdf>. Acessado em 02/07/2017.

ROSSI, J. W. O modelo monetário de determinação da taxa de câmbio: testes para o Brasil. IPEA. Rio de Janeiro, 1995. Texto para discussão, n.393.

TAYLOR, M. P. The Economics of exchange rates. **Journal of Economic Literature**, v.33, n.1, 1995, p.13-47.

SOARES, F. A. R.; PINTO, M. B. P. Desequilíbrios cambiais e os fundamentos econômicos: uma análise do plano real. **Economia Contemporânea**, Rio de Janeiro, v.12, n.1, p.5-40, 2008.

TOFFOLI, P. E. **A política cambial brasileira taxas de juros e de câmbio na vigência do plano real**. 2006. Dissertação (Mestrado em Economia) – Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2006.

VENTURA, A.; GARCIA, M. Mercados futuro e à vista de câmbio no Brasil: o rabo abana o cachorro. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v.66, n.1, s/p, 2012.

VIOLA, A. P.; GUTIERREZ, M. S.; LION, O. B.; BARBEDO, C. H. **Impacto dos swaps cambiais na curva do cupom cambial**: uma análise segundo regressão de componentes principais. Banco Central do Brasil. Brasília, 2009. Trabalhos para Discussão, n198.

ZINI JUNIOR, Á. A. Teoria da determinação da taxa de câmbio. **Revista Brasileira de Economia**. Rio de Janeiro, v40, n.3, p.257-283. 1986.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à econometria**: uma abordagem moderna. São Paulo: Pioneira Thomson Learning, 2006.